creative commons

COMMONS DEED

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:

저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.

변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 이용허락규약(Legal Code)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

Disclaimer

dCollection

차상위계층 의료급여 대상자의 건강보험 전환 정책 전후 효과 분석

- 2007년-2011년 국민건강보험공단 표본코호트 자료를 이용하여 -

연세대학교 보건대학원
보건통계학과 보건통계전공
심 성 근

차상위계층 의료급여 대상자의 건강보험 전환 정책 전후 효과 분석

- 2007년-2011년 국민건강보험공단 표본코호트 자료를 이용하여 -

지도 박 소 희 교수

이 논문을 보건학 석사 학위 논문으로 제출함

2016년 2 월

연세대학교 보건대학원
보건통계학과 보건통계전공
심 성 근

심성근의 보건학 석사학위 논문을 인준함

심사위원 박 소 희 인

심사위원 남 정 모 인

심사위원 박 은 철 인

연세대학교 보건대학원

2015년 12월 일

감사의 글

새로운 배움과 만남 속에서 벌써 2년이라는 시간이 지났습니다. 이번 석사 논문이 완성되기까지 감사드려야 할 분들이 너무나 많습니다. 직장생활을 그만두고 학업에 전념하면서 연구리서치 분야의 어려움을 실감했지만 많은 분들의 도움과 배려로 지금 이 순간을 맞이하게 되었습니다. 교수님들과 보건통계연구실 선생님들의 끊임없는 가르침과 배려에 진심으로 감사합니다.

먼저 새로운 환경에 적응할 수 있도록 배려해주시고 사랑해주신 박소희, 남정모 교수님께 진심으로 감사합니다. 석사생활동안 용역과제와 논문을 통해 지적성취감을 일깨워준 지도교수 박소희 교수님, 인성적・지적 훌륭한 가르침을 주셨던 남정모 교수님, 연구와 논문을 처음 접했던 경영학도에게 논문을 쓸 수 있도록 길잡이를 주신 부심 박은철 교수님을 비롯한 모든 교수님들께 진심으로 감사합니다. 그리고 존경합니다.

2년 간 통계분석실에 선지유, 한민경, 장보원, 이지현, 정수연 선생님과 동거동락하며 가족만큼 많은 시간을 보냈던 시간들이 참 즐겁고 행복했습니다. 그리고, 학교생활을 함께 했던 보건정보통계학과 동기 신지영, 원보윤, 홍보영, 강정모, 이정호, 차윤혜 선생님께 고마움을 전합니다. 모두 좋은 논문 쓰고 졸업하기를 희망합니다.

마지막으로 좋은 직장 그만두고 공부할 수 있도록 2년간 매일 아침밥 차려주시고 응원해주신 어머니께 감사합니다. 밤늦게 들어가는 아들을 위해 힘내라고 편지 써주고 응원해주신 아버지께 감사합니다. 취업하느

라 고생하는 동생에게 감사의 글을 빌려 힘내라는 말을 전합니다. 가족 모두 감사하고 사랑합니다. 늦게 시작한 공부, 좋은 결실로 맺어 어머니 아버지 은혜에 보답하도록 하겠습니다.

항상 겸손하고 성실한 사람이 되겠습니다. 감사합니다.

2016년 1월

심성근 올림

차 례

국문요약 ····· vii

I. 서 론 ····· 1

1. 연구 배경 및 필요성 ····· 1

1.1. 연구 배경 ····· 1

1.2. 연구 필요성 ····· 4

2. 이론적 배경 ····· 6

2.1. 차상위계층 소개 및 계층 특징 ····· 6

2.2. 차상위계층 대상 건강보험가입자 자격 전환 정책 ····· 8

2.3. 한국의 의료급여와 건강보험 ····· 11

II. 연구방법 ····· 13

1. 연구가설 ····· 13

2. 연구자료 및 연구대상 ····· 13

2.1. 연구자료 ····· 13

2.2. 연구대상 ····· 14

3. 변수의 선정 및 정의 ····· 15

3.1. 시간변수 및 정책개입 변수 ····· 15

3.2. 종속변수 ····· 16

4. 분석방법 ····· 18
4.1. 단절적 회귀분석 ····· 18
4.2. 자기회귀오차모형 ····· 21
4.3. 정책의 상대적 효과 ····· 24

III. 연구결과 ····· 25
1. 연구대상자의 일반적 특징 ····· 25
2. 정책 전후 평균 비교 ····· 27
3. 자기회귀오차모형 결과 ····· 29

IV. 고 찰 ····· 38
1. 연구방법에 대한 고찰 ····· 38
2. 연구결과에 대한 고찰 ····· 39
3. 연구의 함의 ····· 42
참고문헌 ····· 43
Abstract ····· 49

표 차 례

표 1. 차상위 전환자 및 진료비 지출 현황 ····· 2
표 2. 만성질환자가 있는 가구비율 ····· 7
표 3. 차상위계층 정책변화에 따른 혜택 ····· 9
표 4. 차상위계층의 요양급여비용 중 본인부담금 현황 ····· 10
표 5. 의료급여대상자 변화 추이 ····· 12
표 6. 연구변수 ····· 17
표 7. 시계열자료에 내재되어있는 기본 가정과 가정 위배시 예상되는 문제점 ····· 20
표 8. 연구대상자 일반적 특성 ····· 26
표 9. 정책전후 종속변수의 평균 비교와 차이 분석 ····· 28
표 10. 차상위 전환자에 대한 정책 효과 분석 요약 ····· 30
표 11. 차상위 전환자에 대한 정책 효과 분석 결과 ····· 31
표 12. 정책개입으로 인한 상대적 정책 효과 ····· 37

그 림 차 례

그림 1. 차상위계층 전환 정책 소개 ····· 6
그림 2. 단절적 회귀분석 결과로 나타낸 월별 총 진료비 추세 그래프 ····· 25
그림 3. 단절적 회귀분석 결과로 나타낸 월별 본인부담금 추세 그래프 ····· 26
그림 4. 단절적 회귀분석 결과로 나타낸 월별 외래진료비 추세 그래프 ····· 26
그림 5. 단절적 회귀분석 결과로 나타낸 월별 입원진료비 추세 그래프 ····· 27
그림 6. 단절적 회귀분석 결과로 나타낸 월별 외래일수 추세 그래프 ····· 27
그림 7. 단절적 회귀분석 결과로 나타낸 월별 입원일수 추세 그래프 ····· 28

국 문 요 약

차상위계층 의료급여 대상자의 건강보험 전환 정책 전후 효과 분석

- 2007년-2011년 국민건강보험공단 표본코호트 자료를 이용하여 -

연구 배경

복지재원의 합리적인 구조조정 일환으로 정부는 2009년 4월 만성질환자 및 18세 미만 차상위계층 의료급여 수급자를 건강보험 가입자로 전환하였다. 2009년 4월부터 12월까지 본인부담경감대상자로 등록된 차상위 전환자는 정부로부터 전액 보험료 지원, 급여상환일수 폐지, 선택병의원 지정 해제 등의 포괄적인 의료복지 정책의 적용을 받는다. 이 연구는 진료개시일 기준 2007년부터 2011년까지의 국민건강보험공단 표본코호트를 활용하여 정책개입 전후 총진료비, 의료서비스 이용행태를 분석함으로써 차상위계층 전환 대상자에 대한 정책시행 효과를 평가하고자 하였다.

대상 및 방법

이 연구는 국민건강보험공단 표본코호트 자료를 이용하여 2009년 4월부터 12월까지 차상위계층 본인부담경감대상자의 자격을 취득한 대상자 중 2011년까지 자격을 유지한 사람 3,428명을 대상으로 정책개입 효과를 분석하였다. 시계열 자료(times series)에서 시간 중간에 개입된 정책적 효과를 평가하기 위해

서 단절적 회귀분석(segmented regression)방법으로 자기회귀오차모형(autoregressive error model)을 사용하였다.

연구결과

자기회귀오차모형으로 단절적 회귀분석을 실시한 결과, 총 진료비의 정책 전 추세(β_1)는 매월 평균 일인당 3,369원씩 증가하다가 정책의 즉시적 효과로 일인당 56,758원 수준으로 높게 솟구쳤다. 정책 이후 증가하는 기울기($\beta_3 - \beta_1$)는 일인당 783원으로 정책 전보다 낮은 증가추세를 보였다. 본인부담금은 정책 전 추세, 즉각적 정책효과, 정책개입후 추세 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 외래진료비는 정책개입으로 인한 효과로 일인당 38,047원 높은 수준으로 증가했으나 정책이후 추세는 정책 전 증가세가 꺽이고 음의 기울기(매월 일인당 -31원)를 나타냈다. 반면에 입원진료비는 정책효과로 일인당 22,491원으로 증가하였고, 정책 후 추세는 지속적으로 완만한 추세(매월 일인당 770원)를 나타냈다. 외래일수와 입원일수의 정책개입 효과는 통계적으로 유의하였다. 외래일수는 종합병원보다 병의원, 보건소 및 기타기관에서 높은 수준의 정책개입 효과(종합병원의 외래일수 β_2=0.2679, 병의원, 보건소 및 기타기관의 외래일수 β_2=1.3697)를 타나냈다. 입원일수는 종합병원에서 높은 수준의 정책개입 효과가 확인되었다(종합병원의 입원일수 β_2=0.4210, 병의원, 보건소 및 기타기관의 입원일수 β_2=0.0431).

결 론

단절적 회귀분석을 이용하여 차상위자 전환 정책의 효과를 평가한 결과, 정책효과로 인해 차상위 전환자의 총 진료비, 입원진료비, 입원일수는 높은 수준

으로 증가했고 정책 전후로도 지속적인 증가 추세를 나타냈다. 시간이 지날수록 총 진료비, 외래이용, 입원이용의 증가추세로 인해 당연히 본인부담금도 증가함을 추측할 수 있으나 통계적으로 유의하지 않았다. 통계적으로 추론할 수 없는 차상위계층의 정책 전후 본인부담금의 변화와 정책개입 효과에 대해서는 깊이 있는 논의가 필요하다. 차상위 전환 대상자의 장애정도와 만성질환이라는 특수성을 고려했을 때, 정책을 통하여 선택병원제 지정 해제와 본인부담금 유지기조는 차상위계층의 의료이용 접근성을 높였으며 그 결과 개인의 외래이용과 입원이용 증가에 기인한 것으로 생각된다. 정책시행 이후 총 진료비, 외래 및 입원진료비, 외래 및 입원일수 증가는 차상위계층에서 난치성질환 및 만성질환자의 의료접근성이 높아지고 의료보장 범위가 확대됨에 따른 필연적 결과로 생각해야할 것이다.

핵심어 : 차상위계층, 건강보험 전환, 본인부담경감대상자, 단절적 회귀분석, 자기회귀오차모형

I. 서 론

1. 연구배경 및 필요성

1.1. 연구 배경

2009년 4월 의료급여법 시행령 제 2조 근거하여 정부는 차상위계층 의료급여수급자(공공부조)를 건강보험 가입자(사회보험)로 전환하는 정책을 시행하였다. 대상은 차상위계층의 희귀난치성 질환자, 만성질환자 및 18세 미만이며 만성질환자는 희귀난치성질환을 제외한 질환으로 6개월 이상 치료를 받고 있거나 6개월 이상 치료를 필요한 대상자에 한한다. 외국인은 제외된다. 이외 기존 의료급여를 받았던 차상위계층 1종 희귀난치성 질환자는 2008년 4월 우선적으로 의료급여에서 건강보험으로 전환되었다(보건복지가족부, 2009).

희귀난치성, 만성질환 및 18세 미만 차상위자를 의료급여에서 건강보험으로 전환하게 된 배경은 한정된 복지재원의 합리적인 구조조정을 통해 기초노령연금 도입 등 신규 재원 확보하고 급격하게 증가하는 차상위자 진료비에 대한 부담을 사회보험으로 해결하고자 하는 의도에서 비롯된다(한국보건사회연구원, 2008). 정책시행 후 2009년 차상위계층 1종 희귀난치성 질환자 2만 9천명, 차상위 2종에 해당하는 만성질환 8만 8천명, 18세 미만 13만 1천명으로 총 25만 9천명이 건강보험으로 전환되었다. 2010년에는 만성질환자 9만 2천명, 18세 미만 아동 16만 3천명이 해당되었다(보건복지부, 2012). 이 정책으로 정부는 기존 지급했던 급여의 20% 미만으로 똑같은 혜택을 제공할 수 있으며 차상위자의 의료혜택은 기존과 동일하게 유지되었다. 차상위 중 의료급여에서 건강보험 전환 대상자는 건강보험 체계내에서 본인부담경감 대상자로 관리되고 있

다. 건강보험 전환 정책시행 이후 차상위계층 중 건강보험 전환 대상자는 표 1과 같다.

표 1. 차상위 전환자 및 진료비 지출 현황

	총 대상자	1 종	2 종		총 진료비(억원)
		희귀난치성 질환	만성질환	18 세미만 아동	
2008	19,406	19,406			1,498
2009	259,406	21,258	90,775	147,373	6,565
2010	276,689	21,789	91,962	162,938	7,065
2011	307,527	23,348	108,763	175,416	8,927
2012	322,454	22,387	120,566	179,501	10,124

(출처 : 보건복지부, 2013)

사회적 취약계층에 대한 급여지급 주체의 전환은 매우 이례적이다. 이로써 보험료 및 의료급여 제공 주체의 전환과 범위의 확대는 필연적으로 의료비용과 의료효과 측면에서 변화를 야기한다. 2009년 건강보험 전환 대상자는 일반 건강보험 가입자에 비해 보험료를 정부로부터 지원받기 때문에 본인부담금이 적으며, 급여상환일수 폐지, 선택병의원 지정 해제 등의 포괄적 정책적용으로 인해 의료이용에 대한 도덕적 해이와 과도한 의료비를 지출하는 부작용이 예상되는 부분이기도 하다. 하지만 차상위계층 중에서도 난치성 질환자 및 만성 질환자라는 집단의 특수성 때문에 과대추정의 오류가 나타날 수 있다.

오늘날 국가의 의료보장 역할과 그 범위가 확대되면서 의료욕구가 절실한 저소득층의 규모를 파악하고, 의료급여 수급권자의 자격에 대한 합리적 기준

설정과 급여비 지출을 효율적으로 관리하기 위해 의료급여 및 건강보험 사업의 합리성과 효율성을 높일 수 있는 근거를 마련하는 것이 매우 중요하다. 이 연구에서는 정책이 시행된 시점인 2009년 4월 전후로 차상위계층 전환 대상자에 대한 의료비 지출과 의료서비스 이용행태를 분석함으로서 해당 집단에 근거에 기반한 의료정책을 제안하기 위한 기초자료를 마련하고자 하였다.

1.2. 연구 필요성

복지사회 실현을 위한 정부의 역할이 중요해지면서 차상위계층에 대한 관심도는 점차 높아졌다. 의료급여 수급대상에서 제외되는 차상위계층 중 난치성 희귀질환 및 만성질환자는 소득 대비 과다한 의료비 지출로 인해 잠재적 빈곤 위험성을 가진다. 뿐만 아니라, 차상위계층 선정기준이 까다롭고 선별적이라 의료복지의 사각지대가 발생할 수 있다. 차상위계층 집단의 특수성 때문에 다른 인구집단에 비해 의료비 규모, 의료욕구를 파악하기가 어렵다. 차상위계층을 이해하고 각종 정책의 기초자료를 제공하기 위해 차상위계층의 생활실태를 분석하고 복지욕구를 확인한 보고서가 2006년에 발간되었다(한국보건사회연구원, 2006). 이 후 차상위계층 지원사업의 현황을 분석하고 이를 기초로 차상위 지원사업의 체계화 방향과 방안을 검토하였다. 이 연구에서 차상위계층 실태조사결과 빈곤으로 추락하는 주된 원인이 의료이며, 비수급빈곤층과 차상위계층이 지원을 가장 필요로 하는 욕구분야라고 확인하였다(한국보건사회연구원, 2014). 차상위계층의 의료욕구 및 의료복지와 관련해서는 보장을 위한 정책적 연구는 간혹 진행되었으나, 2008년-2009년 차상위계층 중 의료급여에서 건강보험으로 전환되면서 표적 집단의 의료비와 의료이용행태와 관련한 연구는 매우 제한적이었다. 국민건강보험공단 연보(2012)에 따르면 차상위자 건강보험 전환 후 의료비 지출부담은 줄어들면서 진료비를 포함하는 의료급여 지출 증가가 둔화되었다. 반면 국민건강보험공단에서 부담해야 하는 규모는 크게 증가하였다(2008년 1,162억→ 2011년 8,431억). 이 연구는 국민건강보험공단 표본코호트 자료를 이용하여 2009년 4월 차상위계층 건강보험 전환 정책시행으로 정책의 효과를 평가하기 위해 대상자들의 2007년부터 2011년까지 의료비, 의료서비스 이용행태를 정책 전후로 비교해보고자 한다. 구체적인 연구목적은 다

음과 같다.

첫째, 단절적 회귀분석을 이용하여 인구집단 수준에서 차상위계층의 건강보험 전환 전후 진료비 지출과 의료서비스 이용행태의 변화를 파악한다.

둘째, 정책적 관점에서 차상위계층의 진료비 및 의료서비스 이용행태와 의료수요에 대한 정책의 기초자료를 제공하고 향후 정책 수립에 근거를 제공한다.

2. 이론적 배경

2.1. 차상위계층 소개 및 계층 특성

차상위계층은 국가의 의료보장의 역할이 중대해지면서 2004년부터 의료급여 제도에 편입되었다. 2004년부터 차상위계층 중 희귀난치성 질환자는 의료급여 1종으로 만성질환자는 2종 의료급여 대상자로 편입되면서 포괄적인 의료보장의 수혜를 받았었다(보건복지부, 2004). 그리고는 2008년과 2009년에 걸처 단계적으로 건강보험으로 다시 편입되는 과정을 거쳤다. 차상위계층 선정기준은 소득인정액이 가구별 최저생계비의 120% 이하로 소득평가액과 재산의 소득환산액의 합으로 소득인정액이 계산된다.

차상위계층은 2005년에 정책 표적집단으로 선택되어 의료, 교육, 주거, 근로 등 다양한 영역에서 보호되고 관리되기 시작하였다. 차상위계층은 기초생활보호법에 의거하여 의료급여를 제공받고 있는 극빈곤층과 유사하게 보건의료 요구도가 높아 양질의 의료서비스와 의료보장을 필요로 하고 있다. 그 이유는 차상위계층의 계층특성에 기인한다. 최저생계비 이하이나 소득 인정액이 빈곤선을 넘거나, 부양의무자가 있으나 실제로 부양 받지 못함으로써 기초생활보장 수급에서 제외되는 비수급 빈곤층으로 전락한다. 선행연구 결과 차상위계층은 최저생계비 이상의 소득은 발생하지만, 희귀난치성 질환, 중증질환, 만성질환을 갖고 있다면 의료급여 혜택없이 재난적 의료비가 발생하여 잠재적 빈곤층으로 전락하고만다. 일반적으로 질병없는 차상위계층은 극빈층인 수급자보다 생활여건은 더 나을 것으로 예상된다. 하지만 위에서 언급한 이유로 소득기준에서 제외되면서 각종 공공부조제도의 수혜를 받지 못해 비수급 빈곤층이거나 잠재적 빈곤층인 차상위계층은 수급권자보다 오히려 더 경제적으로 취

약할 수 있다(이현주 외, 2008). 소득으로 분류되는 차상위계층은 건강불평등을 동시에 가질 확률이 높으며, 언제든지 빈곤층으로 진입가능한 취약성을 가지고 있어 '빈곤위험계층'으로 분류된다(표 2). 이 때문에 차상위계층의 의료수요를 적극적으로 조사하였고, 지원사업에 대한 제도개선 논의가 지속적으로 이루어져왔다. 차상위 저소득층의 의료비 부담을 완화하기 위해 희귀난치성 질환자에 대한 의료보장 정도를 2004년에 확대(52종에서 74종으로 확대)하였고, 만성질환자에 대해서도 의료급여 수준의 혜택을 제공하고 있다. 2005년 이후에는 차상위 12세 미만 아동, 2006년에는 18세 미만 아동까지 대상이 확대되었다. 2012년부터 107종 희귀난치성질환까지 확대 적용시켰다.

표 2. 만성질환자가 있는 가구비율

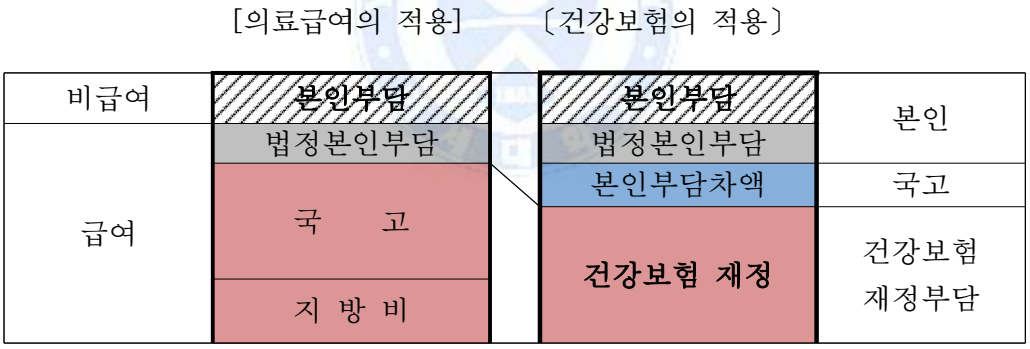
구분	의료급여 1종	의료급여 2종	수급	차상위 법정차상위	차상위 소득차상위	차차상위	일반	전체
가구비율(%)	69.7	51.4	63.0	55.2	61.3	49.5	28.5	36.5

(출처 : 한국보건사회연구원, 2009)

최근 2014년 12월 국민기초생활보장법이 개정되어 국민기초생활보장제도와 연동되는 차상위계층 지원사업을 재정비하면서 지원사업의 분포와 유형, 지원형태, 대상자 선정기준과 사후관리를 중심으로 체계화 방향을 검토하였다(한국보건사회연구원, 2004; 한국보건사회연구원, 2014).

2.2. 차상위계층 대상 건강보험가입자 자격 전환 정책

차상위계층이 의료급여에서 건강보험가입자로 자격이 전환되면서 이에 따라 소요되는 보험료는 전액 국고에서 지원되고 의료급여수급권자와 동일하게 건강보험에서 급여를 받을 수 있게 되었다. 의료급여와 동일하게 요양급여비용 중 본인일부부담금이 없지만, 의료급여시 적용되었던 급여상한일수, 선택병의원제는 적용받지 않게 되었다. 차상위자의 의료급여법 개정 이후 차상위계층은 비급여는 동일하게 본인이 전액 부담하고 건강보험자로 자격이 전환되면서 발생하는 건강보험료는 국고로 지원받는다. 의료급여비용 중 공단부단금은 기존 국고 및 지방비 지원에서 공단부담으로 변경되었으며 본인부담차액은 전과 동일하게 국고지원을 받는다(그림 1).



※ ‘09. 4. 1. 전환대상인 만성질환자 및 18세 미만인 자의 경우 본인부담 수준에서 일부 차이 발생

그림 1. 차상위계층 전환 정책 소개 (보건복지가족부, 2009)

차상위계층 전환 대상자에 대한 혜택은 표 3과 같다.

표 3. 차상위계층 정책변화에 따른 혜택

		의료급여	건강보험
의료이용		지정병원 존재	지정병원 폐지
건강보험료		면제	국고지원
의료급여 비용	공단부담금[1]	국고지원	공단부담
	본인부담금 차액[2]	국고지원	국고지원

(출처 : 보건복지부, 2014)

국민건강보험공단은 심사평가원에 제출한 비용심사내역을 토대로 차상위 건강보험가입자의 요양급여비용의 건강보험부담분에 대하여 공단부담분과 본인부담차액분으로 구분하여 지급금액 결정한다. 차상위계층의 본인부담금은 총 진료비의 14%(일반가입자는 총 진료비의 20%)에 식대 20%(일반가입자는 식대 50%)이다. 희귀난치성질환자는 총 진료비는 면제되고 식대 20%만 부담하면 된다(표 4).

1) 공단부담금 : 요양급여비용 중 '본인부담분 및 본인부담 차액분'을 제외한 급여비용
2) 본인부담금보전(차액)분 : 요양급여비용 중 차상위자의 본인부담 경감을 국고에서 지원하는 부분 의미

표 4. ㄴ차상위계층의 요양급여비용 중 본인부담금 현황

구 분		요양급여비용 중 본인부담금	
		일반가입자(건강보험)	차상위 본인부담경감대상자
희귀난치성 질환자	입원 외래	요양급여비용의 10% 식대의 50%	요양급여비용 면제 기본식대의 20%
	75세 이상 노인 틀니	요양급여비용의 50%	요양급여비용의 20%
만성질환자 18세 미만 인 자	입원	요양급여비용의 20% 식대의 50%	요양급여비용의 14% 기본식대의 20%
	외래	요양급여비용의 30~60%	요양급여비용의 14% (* 의원 1,500원)
	75세 이상 노인 틀니	요양급여비용의 50%	요양급여비용의 30%

(출처 : 보건복지가족부, 2009)

2.3. 한국의 의료급여와 건강보험

우리나라의 공적부조는 기초생활보장인 생계급여와 의료지원인 의료급여로 구분된다. 그 중에서 의료급여는 기초생활보장 수급자 등 빈곤층과 차상위계층 등 저소득층에 대한 의료지원을 목적으로 일정기준 이하의 소득이나 재산을 갖고 있는 저소득층, 동일한 조건의 국가유공자 및 독립유공자, 차상위계층 희귀난치성 질환 및 중증질환자 등을 대상으로 의료지원을 실시하고 있다(기획관리부, 2004).

건강보험은 사회보험(social Health Insurance) 방식으로 국가의 의료보장에 대한 책임을 기본으로 하면서 또한 보험의 원리를 적용하여 의료비의 일부를 의료수요자에게 부담하게 하는 방식이다. 보험원리에 의해 1차적으로 보험료를 통해 재원을 조달하고 정부는 2차적 지원과 지도 및 감독 기능을 수행함에 따라 국민의 1차적 부담의무가 전제된 비용의식적 제도이다. 의료수요자는 보험료 납부에 따라 급여자격이 부여되고, 보험료는 소득에 비례하는 정률 또는 정액으로 고용주와 근로자의 공동분담을 통해 충당된다. 한국에서 전국민 건강보험에 가입된 상태이다(표 5). 의료보장인구대비 의료급여 대상자는 건강보험 도입 초기에 의료급여 대상자 규모가 전국의 10%수준이었으나 2008년 3.8%, 2010년 3.3%, 2011년 3.16% 수준으로 낮아졌다(국민건강보험공단, 2011).

표 5. 의료급여대상자 변화 추이

	2007년	2008년	2009년	2010년	2011년
총인구대비 의료급여대상자 비율 (%)	3.7	3.6	3.3	3.3	3.1
총인구대비 건강보험가입 비율 (%)	96.2	96.3	96.6	96.6	96.8

(출처 : 국민건강보험공단 자료, 2012)

II. 연구방법

1. 연구 가설

차상위계층의 건강보험 전환으로 인하여 의료비의 지급주체는 변경되었지만, 총 진료비 및 의료서비스 이용정도는 정책 전후 큰 차이의 변화는 없을 것이다.

2. 연구 자료 및 연구 대상

2.1. 연구 자료

이 연구는 국민건강보험공단에서 학술연구를 목적으로 제공되는 표본코호트 자료를 사용하였다. 건강보험에 가입된 전 국민의 2%가 표본 샘플링된 국민건강보험공단 표본 코호트 자료는 건강보험 가입자 5,000만명 중에서 2002년 기준으로 건강보험 가입자와 의료급여 수급권자를 합하여 전 국민의 2%인 약 100만명을 표본 추출해 2011년까지 동일 대상자의 거주지, 자격 및 소득자료, 진료자료, 건강검진 및 문진자료, 요양기관 자료가 포함되어 있다. 즉, 연령별, 성별, 지역별, 소득계층별로 대표성을 지닌 약 100만명의 상세한 진료정보 내역이 포함되어 있다. 표본코호트는 개인정보보호를 위해 주민등록번호를 기준으로 다른 내역 데이터베이스를 연동한 후 주민번호를 삭제하고 대신 8자리 개인일련번호를 부여하였으며 원시자료는 국민건강보험공단에서 보관 및 운영되고 있다.

2.2 연구 대상

차상위계층 건강보험 전환대상자는 국민건강보험 체계내에서 차상위 본인부담경감 대상자로 관리되고 있다. 차상위계층 공상코드 구분은 첫째, 차상위 희귀질환 본인부담 경감대상자 둘째, 차상위 만성질환, 18세미만 본인부담 경감대상자이다. 분석을 위하여 표본코호트에서 공상코드를 활용하여 차상위계층 부담경감 대상자를 추출하였다. 국민건강보험공단 표본 코호트 자료를 이용하여 2009년 4월 이후 2009년 12월까지 차상위계층 본인부담경감대상자로 등록된 사람중에 2011년까지 그 자격을 유지하는 대상자를 기반(baseline)으로 진료개시일 기준 2007년 1월부터 2011년 12월까지 코호트(cohort)를 생성하였다. 2009년 차상위 전환 대상자 총 5,095명으로 차상위계층의 희귀질환 난치성 환자는 602명, 만성질환 및 18세 미만은 4,493명이었다. 이중 2011년까지 자격을 유지하지 못한 1,667명은 제외되었다. 최종 분석대상자는 3,428명(난치성 희귀질환자 380명, 만성질환자 및 18세 미만 3,048명)이다.

3. 변수의 선정 및 정의

2007년 1월부터 2011년 12월까지의 표본코호트 자료를 활용하여 단절적 시계열 분석을 하기 위해서 매월에 해당하는 시간변수를 새로 생성하였다. 정책개입의 전후를 단절적으로 구분할 정책개입변수를 이분형 변수로 추가 생성하였다. 정책개입 효과의 전후를 비교하기 위해 총 진료비, 본인부담금, 외래진료비, 입원진료비, 외래일수, 입원일수를 살펴보았다. 이 연구의 분석에 사용된 독립변수와 종속변수는 표 7과 같다.

3.1. 시간변수 및 정책개입 변수

$Time_t$ 변수는 1부터 60까지 입력되었다. 진료개시일 기준 2007년 1월부터 2011년 12월까지 국민건강보험공단 표본코호트에서 동일하게 매월 측정된 시간 간격을 의미한다. 차상위계층 건강보험 전환 정책이 시작된 2009년 4월을 전후로 정책개입변수($Intervention_1$)는 2007년 1월부터 2009년 3월까지 총 27개월간 정책개입 전 상태($Intervention_1$=0), 2009년 4월부터 2011년 12월까지 총 33개월간 정책개입이후 상태($Intervention_1$=1)를 구분하여 숫자 0과 1로 이분형 변수로 코딩하였다. 또한, 정책시행이후부터 시간의 변함에 따라 새롭게 시작하는 시간변수($Time\ after\ Intervention_t$)를 새로 생성하였다. 시간변수와 정책개입변수의 교호작용 변수(time * intervention interaction term)을 입력하였다. 변수는 정책개입 발생이전 구간은 모두 0으로 입력하였고, 정책개입 발생이후부터 1부터 차례대로 시간 간격을 입력하였다.

3.2. 종속변수

차상위계층 본인경감대상자를 대상으로 정책개입 효과의 전후를 비교하기 위해 총 진료비, 본인부담금, 외래진료비, 입원진료비, 외래일수, 입원일수를 종속변수로 선정하였다(표 6). 총 진료비는 요양기관에서 수진자 진료에 사용한 건강보험 총 요양급여비용(심결 요양급여비용총액)이다. 본인부담금은 건강보험 총 요양급여비용 중 본인이 부담해야할 금액이다. 외래 및 입원일수는 입내원일수로부터 명세서 서식구분 코드를 활용하여 외래진료와 입원진료를 구분하고 각각 일수를 계산하였다. 외래진료비는 외래진료에서 발생한 총 요양급여비용, 입원진료비는 입원진료에서 발생한 총 요양급여비용을 사용하였다.

표 6. 연구변수

분석차원			변수명	내 용	분석 단위
자귀회귀오차모형	관심변수	시간변수	시간	2007년 1월부터 2011년 12월까지 총 60개월 중 정책시행기간 (lagged effect of intervention period) 9개월 제외	months
			정책개입	정책개입 전 (intervention=0), 정책개입 후 (intervention=1)	-
			정책개입 후 시간	정책 후 (post policy)	months
	종속변수	의료비	총 진료비	월별 의료비 총합	months/person
			본인부담금	월별 본인부담금	months/person
			외래진료비	월별 외래진료비	months/person
			입원진료비	월별 입원진료비	months/person
		진료행태	외래일수	월별 외래일수	months/person
			입원일수	월별 입원일수	months/person

4. 분석방법

4.1. 단절적 회귀분석(segmented regression analysis)

시간이 지남에 따라 측정된 자료들을 시계열(time series) 자료라고 하며, 시간 중간에 정책적 개입의 효과를 평가하기 위해서 단절적 시계열 분석 방법을 사용한다(Diggle, 1989; McDowall, 1980; Matowe, 2003; Zeger, 2006). 준실험적(quasi-experimental) 연구 디자인에서 단절적 시계열 연구는 시계열 자료 또는 코호트에서 정책개입(intervention)의 경시적(longitudinal) 효과를 개입전후로 평가하기에 매우 적합한 분석 방법론이다(Kontopantelis et al., 2015). 개입과 정책의 효과를 입증하기 위해서는 긍정적 또는 부정적, 의도하거나 의도하지 않은 개입과 정책의 결과를 평가해야만 한다(Grundy et al., 2009; Kontopantelis, 2015). 계절적 특성(seasonality), 순환주기적 패턴(cyclical pattern), 지속성 경향(secular trends), 극단값(outliers) 등 잠재적인 혼란변수를 보정하면서 개입효과와 종속변수간의 연관성을 추정하여 통계적 유의성을 검정한다. 단절적 회귀분석에서 자기회귀오차모형은 개입의 효과를 추정하는데 있어서 단순하고 동시에 직관적이면서 강력한 통계적 수단이다(Lagarde, 2012; Ma et al., 2013).

2007년 1월부터 2009년 3월까지 차상위계층이 의료급여를 지급받다가 2009년 4월부터 건강보험으로 전환되는 정책시행으로 전후 정책개입 효과를 평가하기 위해 단절적 회귀분석(segmented regression)이 사용되었다. 이 연구는 SAS version 9.2(SAS Institute, Cary, NC)을 이용하여 AUTOREG 프로시져로 통계분석을 시행하였고, 모든 분석의 유의수준은 5%로 설정하였다.

기본 가정

시계열자료 분석은 개입전후로 매우 동일한 시간간격을 가지고 있으며, 시계열 데이터의 구조와 시간의 변화에 따라 관찰값들이 이전 관찰값에 선형적으로 상관(correlation)있는 모두 의존적(dependent and autoregressive)이라고 가정한다(Liang et al,. 2012). 즉, 서로 다른 시점에 관찰된 종속변수들 간의 자기상관성(auto-correlation)을 가정함으로써 독립성을 가정하지 않는다. 시계열 자료는 시간의 변화에 따라 측정된 자료이기 때문에 본질적으로 자기상관이 존재한다. 현재 측정된 값은 과거의 측정된 값의 영향을 받는다. 통계적으로 비정상성과 자기상관성을 갖기 때문에 오차항의 독립성이라는 기본가정을 위배하고, 전통적인 선형회귀모형은 정책개입의 경시적 효과의 결과를 제대로 보여주지 못한다(표 7). 자기상관성을 통제하지 못하면 오차항을 과소추정하거나 개입효과의 유의성을 과대추정하게 된다.

표 7. 시계열자료에 내재되어있는 기본 가정과 가정 위배시 예상되는 문제점

	정의	예상되는 문제점
비정상성 (non-stationarity)	시계열 자료의 평균, 분산, 오차의 확률적 특징이 시간의 변화에 따라 달라짐	시계열 자료안에서 종속변수가 자연적으로 변화함에 따라 개입효과는 독립적인 값을 가짐
자기상관성 (auto-correlation)	연속적인 관측치들이 시간의 변화에 따라 서로 상관되어 있을 때, 하나의 잔차항의 크기가 이웃하는 다른 잔차항의 크기와 서로 일정한 관련이 있을 때 발생함	전통적인 OLS(ordinary least squares) 회귀분석에서 자기상관이 발생한 경우 오차항을 추정하는 계수(coefficients)를 계산하는데 편의(bias)값을 가짐
계절성 (seasonality)	시계열 자료가 가지고 있는 계절적 패턴의 특징	계절성을 보정하지 않으면 실제 개입효과를 평가하는데 혼란을 야기함

4.2. 자기회귀오차모형(autoregressive error model)

자기회귀오차모형은 인구집단 수준으로 구성된 시계열분석에 유용하며 이를 활용하여 개인 수준의 효과를 추론하지 않는다. 시계열자료에 내재되어있는 추세(secular trend)의 효과를 통제하기 때문에 추가적인 개인수준의 변수들을 보정할 필요가 없으며 정책개입효과를 분석하는데 심각한 편의를 발생하지 않는다(Biglan et al., 2000; Penfold Robert et al., 2013). 이 연구의 통계분석을 위하여 SAS version 9.2(SAS Institute, Cary, NC)에서 PROC AUTOREG을 활용하여 분석수행 되었다. 분석 수행 시 통계적 유의수준(p-value)은 $\alpha = 0.05$ 이다. 이는 정책 전후 시간변수 및 정책개입변수가 0이 아닌 변화의 차이를 나타내고 종속변수를 예측하는데 유의한 값을 가짐을 의미한다.

분석하고자 하는 시계열 자료는 2개의 단절층(segments)로 나누어 모형을 구축한다. 첫 번째 단절층은 정책 또는 개입이 발생하기 이전의 데이터셋이며, 두 번째 단절층은 개입 이후의 데이터셋이다. 단절적 회귀분석은 개입이전의 단절층과 비교하여 개입이후의 단절층에서의 결과변수의 수준(level)과 추세(trend)의 변화의 차이를 통계적으로 평가한다. 개입으로 인한 효과는 수준과 추세로 정의되는데 수준은 주어진 시간 간격에서 즉시적인 평균값의 변화 또는 변동(variability)이고 추세는 구간 내의 기울기(slope)를 의미한다. 만약 개입효과가 있다면 개입이 일어난 시점을 기준으로 결과변수의 전후 값을 비교하여 개입의 효과를 판단하며, 만약 개입 후에도 이전의 추세가 유지된다면 효과가 없는 것으로 간주한다. 즉, 단절적 시계열 분석은 개입전 시간구간과 개입후 시간구간(단절층간)에서의 서로 다른 절편과 기울기를 추정하는 모형이라 할 수 있다(Biglan et al., 2000; Des Jarlais et al., 2004)

장점으로 시계열 자료의 지속성 경향(secular trends), 잠재적인 자기상관(auto correlation) 및 계열상관(serial correlation)을 보정할 수 있다(Liang,

1993). 단절적 시계열 분석을 하기 위해서 월별 데이터를 집계하였다. 분석단위는 매월(months/person)이다. 개입전후 구간별로 정책개입의 효과를 추정하기 위하여 아래와 같은 단절적 회귀분석 모형을 구축하였다. β_0는 기저시점(time=0)일 때 종속변수의 수준(level)값인 회귀식의 y절편이다. β_1는 개입과 독립적으로 개입 전 구간에서 일반적이고 구조적 추세(structural trend)로 전반적인 데이터의 자연적 지속성 경향을 보정한다. β_2는 개입시점에서 즉각적인 개입효과 또는 개입 후 종속변수 수준의(level) 변화값이다. β_3는 개입이후 개입효과가 반영된 추세(trend)이다. 독립변수 $Time_t$는 시계열자료가 속한 기간의 연속적인 월별 시간을 의미한다. $Intervention_t$은 정책 개입 전은 0, 개입 후는 1로 코딩되어 2009년 4월 차상위계층의 건강보험 전환 정책 시간을 구분한다. $Time\,after\,Intervention_t$는 정책 개입이후 순차적인 시간을 의미한다. e_t은 오차항이며, t는 시간 시점(2007년 1월부터 2011년 12월까지의 개월 수)을 의미한다.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 * Time_t + \beta_2 * Invention_t + \beta_3 * Time\,after\,Invention_t + e_t \quad (1)$$

단절적 시계열 분석을 시행하기 위해서는 시계열 자료안에서 자기 상관성을 보정해주는 것이 매우 중요하다. 1차 자기회귀모형 (first-order auto-correlation)의 존재를 확인하기 위해 더빈왓슨 (Durbin-Watson) 통계량으로 검정하였으며, BACKSTEP 옵션을 통해 오차항을 추정하였다. 계절성을 확인하기 위해 NLAG 옵션을 사용하였다. AUTOREG 기능은 자동적으로 시계열 자료의 상관성을 검증하고 자기상관성 모수가 있다고 가정(autoregressive parameters assumed given)한 모형의 최종 모수를 추정한다(SAS, 2013).

정책개입으로 인한 개입효과의 신뢰성을 확보하기 위해 2009년 4월부터 2009년 12월까지 9개월간 차상위계층 본인부담대상자 등록기간(lag period or roll-in intervention effect)에 발생한 데이터(outcomes)는 제외시켰다. 2009년 4월부터 12월까지 등록된 차상위계층 본인경감대상자들에 대하여 정책을 즉각적으로 시행하더라도 정책을 알려지고, 인지되기 전까지 시간이 소요된다. 정책개입의 효과를 명확하게 평가하기 위해서는 시차(lagged effect or transition period in the effect of the intervention)를 두어 분석할 필요가 있다(Zhang, 2009).

4.3 정책의 상대적 효과(relative effect)

단절적 회귀분석의 결과를 수준과 추세로 표현할 수 있을 뿐만 아니라 예측된 정책개입이 일어나지 않았을 경우를 가정하여 계산한 값(the counterfactual value)과 개입 후 효과를 비교하여 제시할 수 있다. 정책개입의 효과를 직관적으로 표현하기 위해 정책개입을 하지 않았을 경우 대비 정책개입을 했을 때 상대적 효과를 계산하였다. 이를 통해 정책개입으로 인한 예측된 종속변수의 값과 정책개입을 하지 않았을 경우 예측되는 종속변수의 값을 비교하여 절대적인 차이의 효과를 확인할 수 있다. 절대적 개입효과를 계산하는 방법은 정책개입으로 인한 상대적 효과는 정책개입으로 인한 종속변수의 예측값에서 정책개입을 하지 않았을 경우의 예측값을 뺀 후에 정책개입을 하지 않았을 경우의 예측값으로 나눈값이다. 식은 다음과 같다.

Relative effect=

$$\widehat{Y}_t(with\,policy) - \widehat{Y}_t(without\,policy) / \widehat{Y}_t(without\,policy) \quad (2)$$

Ⅲ. 연구결과

1. 연구대상자의 일반적 특징

2009년 4월부터 2009년 12월까지 차상위계층 본인부담경감대상자 자격을 취득했으며, 그 자격이 2011년까지 유지된 3,428명 연구대상자의 일반적 특징이다(표 8). 3,428명 등록대상자 중에 희귀질환자 380명 (11.1%), 만성질환 및 18세 미만은 3,048명 (88.9%)이었다. 2009년 기준으로 연구대상자의 연령군은 20세 미만 집단이 2,122명 (61.6%)로 가장 많았다. 50-60세 집단 253명 (7.4%), 60-70세 집단 327명 (9.5%), 70세 이상 428명 (12.5%) 이었다. 남자는 1,479 (43.1%)명, 여자는 1,949 (56.9%)명이고, 거주지역은 서울시 380명 (11.1%), 광역시를 포함한 대도시 823명 (24.0%), 읍면 및 농어촌 지역 2,225명 (64.9%)이었다. 장애등급정도는 정상 3,062 (89.3%)명, 경증(장애등급 3-6급) 200명 (5.8%), 중증(장애등급 1-2급) 166명 (4.9%)으로 분포하였다.

표 8. 연구대상자 일반적 특성.

Variables	N	%
Lower co-payments (study subjects)		
Study populations having rare disease	380	11.1%
Study populations having noncommunicable disease and under 18 years	3,048	88.9%
Age group		
Under 20	2,122	61.6
20-30	27	0.8
30-40	85	2.5
40-50	196	5.7
50-60	253	7.4
60-70	327	9.5
Over 70	428	12.5
Sex		
Male	1,479	43.1
Female	1,949	56.9
City		
Seoul	380	11.1
Metropolitan (.excluding Seoul)	823	24.0
Rural	2,225	64.9
Degree of disability		
Normal	3,062	89.3
Mild and Moderate[1)]	200	5.8
Marked	166	4.9
Total	3,428	100

1) Degree of disability in Korea : Mild and Moderate (third to sixth degree), Marked (a first and second degree)

1.2. 정책 전후 평균 비교

종속변수와 정책개입변수와의 관계를 확인하기 위해 t-test를 활용하여 정책 전후 평균값의 차이를 비교하였다. 그리고 정책 전 평균값 대비 정책 후 평균값의 증가분을 비율 (%)로 계산하였다(표 9). 그 결과 모든 변수에서 총 진료비, 본인부담금, 외래진료비, 입원진료비, 외래일수, 입원일수에서 정책 전후 평균의 차이가 유의($p \leq .0001$)하였다. 정책 전 총 진료비는 평균적으로 매월 일인당 59,887원씩 지출되었으나, 정책 후 매월 일인당 169,837원으로 크게 증가하였으며 정책 전 대비 정책 후 183% 증가하였다. 정책 전 본인부담금은 평균적으로 매월 일인당 7,867원에서 정책 후 매월 일인당 9,771원으로 1,904원 정도 증가하였으며 정책 전 대비 24% 정도 증가하였다. 외래진료비는 입원진료비보다 정책 전후 증가폭이 더 높았다. 정책 전 외래진료비는 평균적으로 매월 일인당 27,464원씩 지출되었으나 정책 후 외래진료비는 85,086원으로 정책 전 대비 209% 증가하였다(입원진료비 정책 전 매월 일인당 32,114원, 정책 후 매월 일인당 84,212원, 정책 전 대비 정책 후 162% 증가). 외래일수와 입원일수는 정책 전 대비 정책 후 각각 235%, 261%증가하였다.

표 9. Number and mean of observed outcomes for pre- and post-policy period and difference in each

	Outcomes	total N	Pre-policy period (Jan 2007- Mar 2009)			Post-policy period (Jan 2010 - Dec 2011)			Difference	changes (%)	p-value
			Months	Mean (months)	SD	Months	Mean (months)	SD			
Medical costs	Total expenditure	3,428	27	**59,887**	29,735	24	**169,837**	15,468	109,950	183	<.0001
	Co-payment	3,428	27	**7,867**	1,366	24	**9,771**	1,300	1,904	24	<.0001
	Outpatient costs	3,428	27	**27,464**	15,421	24	**85,086**	5,017	57,622	209	<.0001
	Inpatient costs	3,428	27	**32,114**	14,800	24	**84,212**	13,902	52,098	162	<.0001
Utilization	Outpatient visit	3,428	27	**0.70**	0.23	24	**2.35**	0.19	1.65	235	<.0001
	Inpatient visit	3,428	27	**0.21**	0.08	24	**0.76**	0.07	0.55	261	<.0001

1.3. 자기회귀오차모형 결과

시계열자료의 자기상관성을 보정하는 자기회귀오차모형으로 단절적 회귀분석을 시행하였다. 인구집단 수준에서 본인부담경감대상자 전환 정책의 개입효과를 정책개입 전 추세, 개입의 즉각적 정책효과, 정책개입 후 추세를 평가하였다. 각 종속변수마다 정책개입의 효과를 판단할 수 있도록 요약하였다(표 10). 통계적으로 유의한 항목에는 화살표로 표시하였다($p<0.05$). 그 결과, 의료비 항목에서 본인부담금을 제외하고 총 진료비, 외래진료비, 입원진료비가 모두 통계적으로 유의하였다. 외래일수는 개입으로 인한 즉각적 정책효과가 있었으나 정책 전후 추세는 통계적으로 유의하지 않았다. 입원일수는 정책 전후 추세, 즉각적 정책개입 효과가 모두 통계적으로 유의하였다.

자기회귀오차모형으로 추정한 총 진료비 및 의료서비스 이용행태 종속변수의 정책 전 추세(β_1), 즉각적 정책효과(β_2), 정책개입 후 추세(β_3)의 회귀계수값과 추세 그래프는 다음과 같다(표 11, 그림 2-6)과 같다. 총 진료비의 정책 전 추세(β_1)는 매월 평균 일인당 3,369원씩 증가하다가 정책의 즉시적 효과로 일인당 56,758원 수준으로 높게 솟구쳤다. 정책 이후 기울기($\beta_3 - \beta_1$)는 일인당 783원으로 정책 전보다 낮은 증가추세를 보였다. 본인부담금은 정책 전 추세, 즉각적 정책효과, 정책개입 후 추세 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 외래진료비는 정책개입으로 인한 효과로 일인당 38,047원 높은 수준으로 증가했으나 정책이후 추세(매월 일인당 -31원)는 정책 전 증가세가 꺾이고 감소 추세(음의 기울기)를 나타냈다. 반면에 입원진료비는 정책효과로 일인당 22,491원으로 증가하였고, 정책 후 추세는 지속적으로 완만한 추세(매월 일인당 770원)를 나타냈다. 외래일수와 입원일수의 정책개입 효과는 통계적으로 유의하였다. 외래일수는 종합병원보다 병의원, 보건소 및 기타기관에서 높은 수준의 정책개입 효

과(종합병원의 외래일수 β_2=0.2679, 병의원, 보건소 및 기타기관의 외래일수 β_2=1.3697)를 타나냈다. 입원일수는 종합병원에서 높은 수준의 정책개입 효과가 확인되었다(종합병원의 입원일수 β_2=0.4210, 병의원, 보건소 및 기타기관의 입원일수 β_2=0.0431).

표 10. 차상위 전환자에 대한 정책 효과 분석 요약.

	Outcomes	Pre-policy trend (β_1=trend)	Immediate change after policy (β_2=Intervention effect)	Post-policy trend change (β_3-β_1=trend)
Medical costs	Total expenditure	↑	↑	↑
	Co-payment	-	-	-
	Outpatient costs	↑	↑	↑
	Inpatient costs	↑	↑	↑
Utilization	Outpatient visit	-	↑	-
	Inpatient visit	↑	↑	↑

*↑ : Arrows indicate a statistically significant coefficient (p<0.05) from segmented regression with linear post-policy trend term

표 11. 차상위 전환자에 대한 정책 효과 분석 결과.

	Outcomes	Intercept		Baseline trend		Level change after intervention		Trend change after intervention		Durbin-Watson
		β	p-value	β	p-value	β	p-value	β	p-value	
Medical cost	Total expenditure	12,318	0.0218	**3,369**	<.0001	**56,758**	<.0001	**-2,586**	<.0001	1.79
	Co-payment	7,352	<.0001	35.3002	0.3926	757	0.3833	21	0.7532	1.92
	Outpatient costs	7,563	0.1773	**1,466**	<.0001	**38,047**	<.0001	**-1,497**	0.0099	1.92
	Inpatient costs	9,899	0.0118	**1,572**	<.0001	**22,491**	0.0003	**-802**	0.0290	2.19
Utilization	Outpatient visit (hospitals+clinics)	0.6011	<.0001	0.0080	0.2530	**1.5162**	<.0001	-0.0076	0.4919	1.92
	Hospitals	0.1064	0.0020	**0.0054**	0.0079	**0.2679**	<.0001	-0.0041	0.2107	1.78
	Clinics	0.5373	<.0001	-0.0007	0.8648	**1.3697**	<.0001	-0.0048	0.4509	1.74
	Inpatient visit (hospitals+clinics)	0.1229	<.0001	**0.0064**	<.0001	**0.4640**	<.0001	**-0.0059**	0.0073	1.88
	Hospitals	0.1096	<.0001	**0.0064**	<.0001	**0.4210**	<.0001	**-0.0051**	0.0190	1.88
	Clinics	0.0137	0.0014	-0.0000	0.9696	**0.0431**	<.0001	-0.0006	0.1220	1.99

자기상관성을 포함한 시계열자료에서 자기회귀오차모형(autoregressive error model)은 현재 관찰값이 과거 관측값에 의존한다는 가정하에 시계열 추세를 이용하며 시간변수만이 오직 회귀변수(regressor)로 사용된다. 그래프에 나타나는 값은 완전모형(full model)에서 예측된 y값(검은점 표시)과 예측된 y값 평균(파란색 곡선), 예측된 y값 평균을 추적한 수정된 회귀직선(검은색 직선)이 표시되었다(그림 2-6).

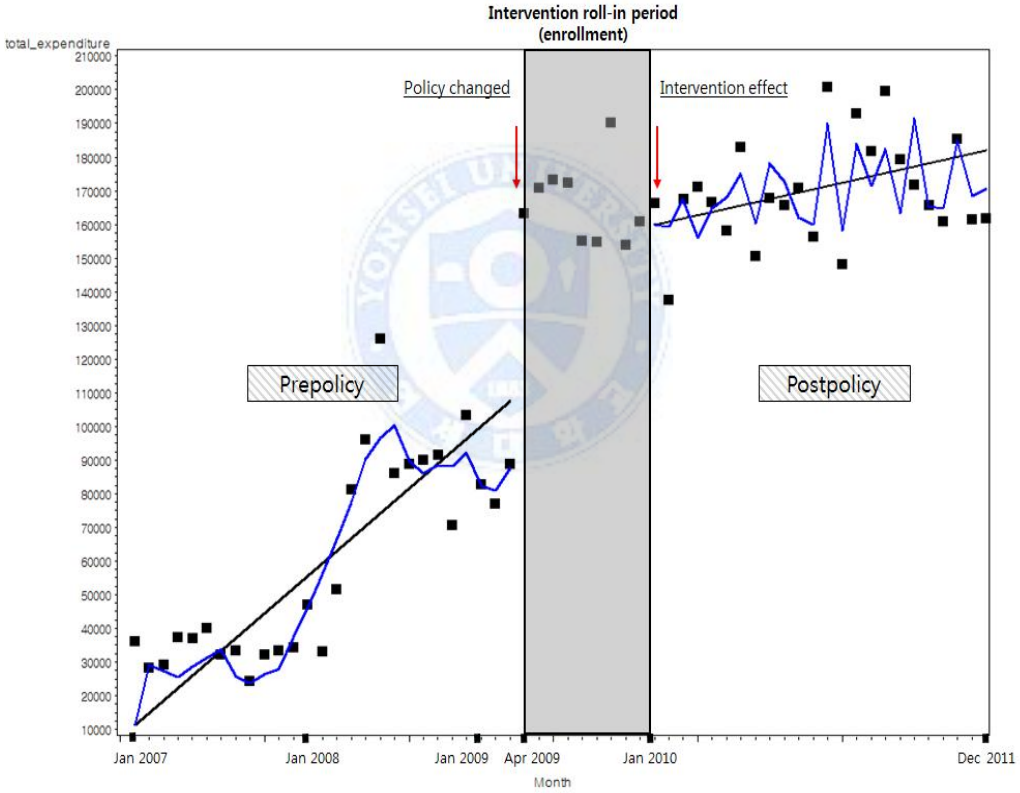


그림 2. 단절적 회귀분석 결과로 나타낸 월별 총 진료비 추세 그래프.
회색박스는 2009년 4월부터 2009년 12월까지 본인부담경감대상자 자격을 취득한 대상자 등록 시기로 분석에서 제외함.

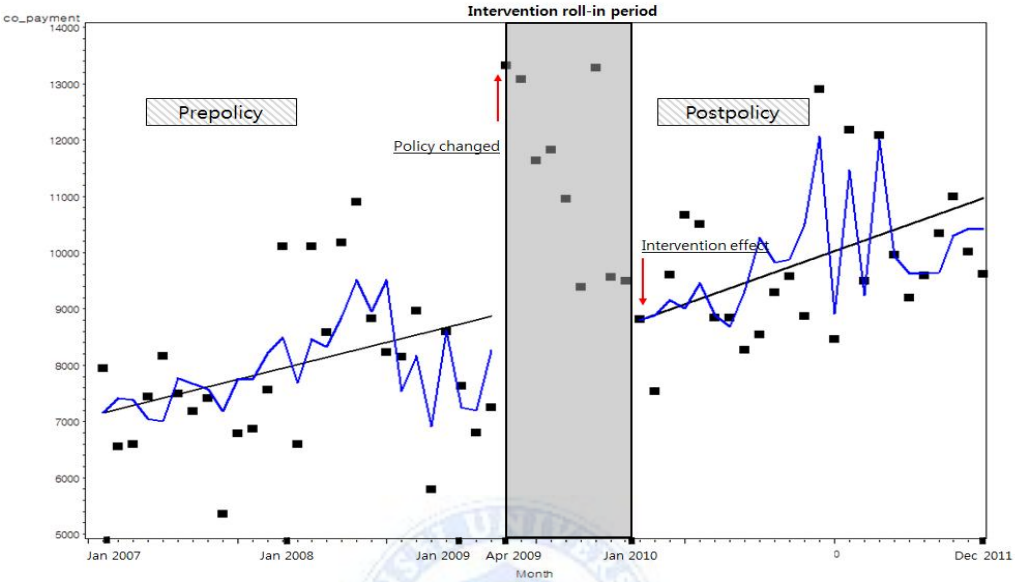


그림 3. 단절적 회귀분석 결과로 나타낸 월별 본인부담금 추세 그래프.

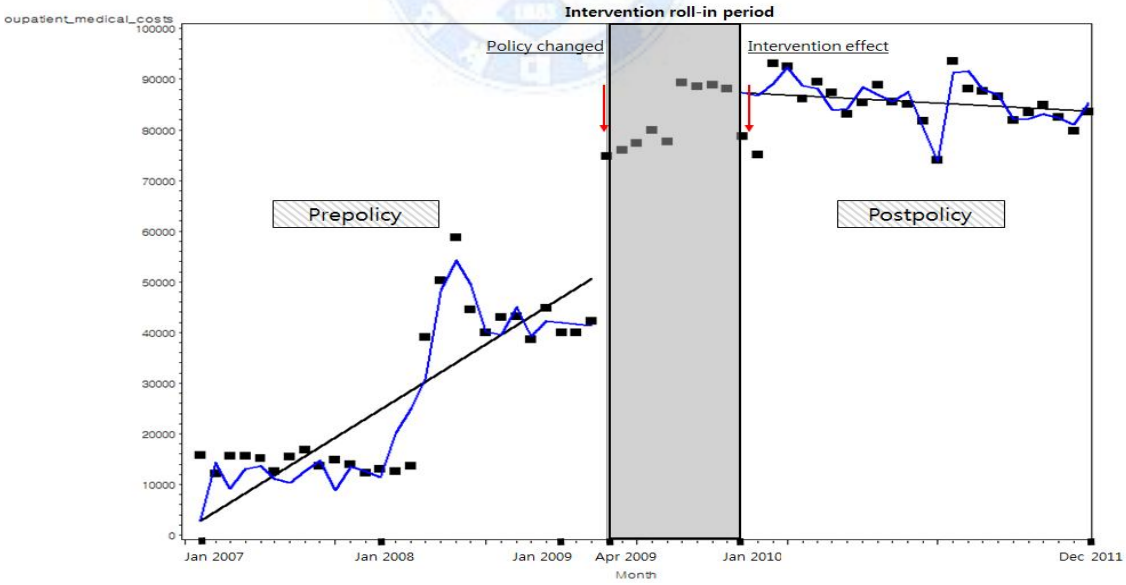


그림 4. 단절적 회귀분석 결과로 나타낸 월별 외래진료비 추세 그래프.

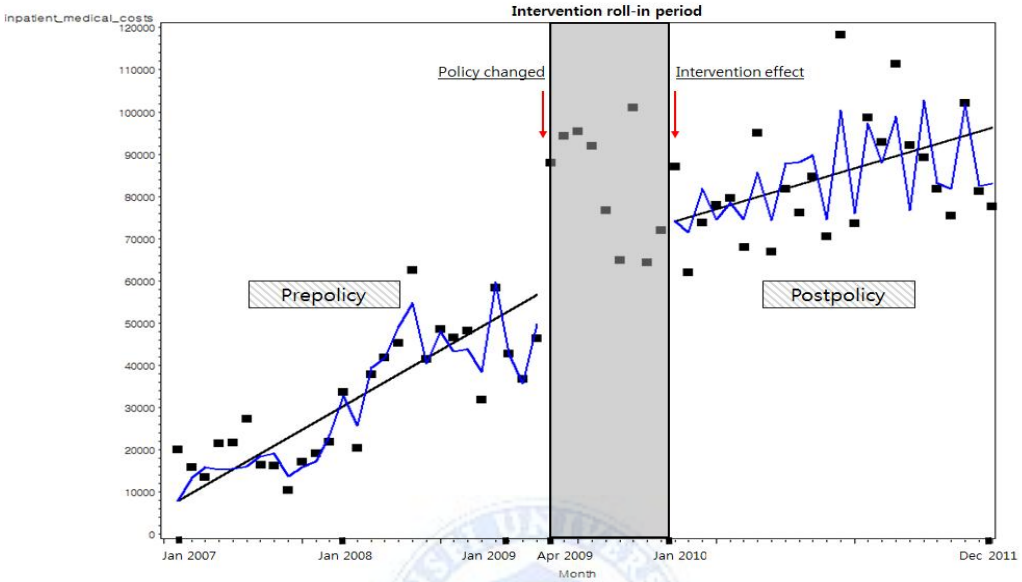


그림 5. 단절적 회귀분석 결과로 나타낸 월별 입원진료비 추세 그래프.

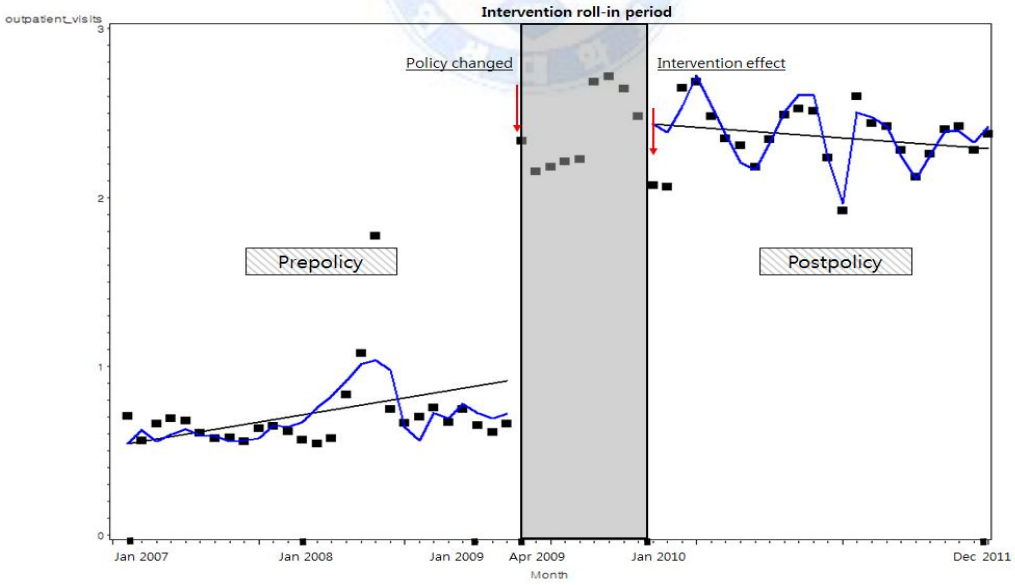


그림 6. 단절적 회귀분석 결과로 나타낸 월별 외래일수 추세 그래프.

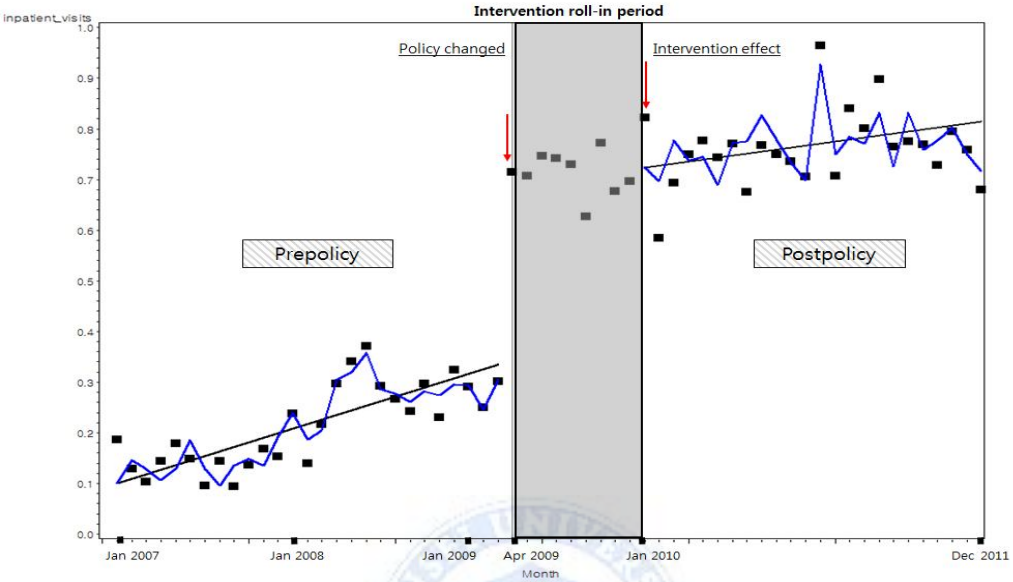


그림 7. 단절적 회귀분석 결과로 나타낸 월별 입원일수 추세 그래프.

정책개입을 하지 않았을 경우 대비 정책개입을 했을 때 상대적 효과를 측정할 수 있다. 정책개입 직전(2009년 3월), 정책개입 효과 시작기간(2010년 1월), 정책개입 효과 기간(2010년 12월, 2011년 12월)에 해당하는 시점별 한계값과 정책개입을 하지 않았을 경우 대비 정책개입으로 인한 상대적 효과를 계산하였다(표 12). 2010년 1월 정책개입 효과 시작기간에는 정책개입을 하지 않았을 경우보다 총 진료비가 50.8% 증가하지만 2011년 12월 시점에는 정책개입을 하지 않았을 경우보다 오히려 총 진료비가 -2.9% 감소한 누적 총 진료비 178,831원을 기록하였다. 본인부담금은 통계적으로 유의하지 않았다(표 11). 외래진료비와 입원진료비는 정책개입 효과 시작기간에 높은 수준으로 증가했으나, 시간이 지날수록 정책개입을 하지 않은 경우간의 차이가 점차 좁혀졌다(2011년 12월 기준 외래진료비 2.6%, 입원진료비 3.6%). 외래일수의 정책 전후

추세는 통계적으로 유의하지 않았지만(표 11), 정책개입 효과 시작기간에 즉시적으로 186%로 솟구쳤다. 입원일수는 정책개입 효과 시작기간에 높은 수준(151%)으로 증가했으나 시간이 지나도록 안정된 추세를 유지하면서 정책개입이 발생하지 않은 경우간의 차이가 빠른 속도(2010년 1월 : 151% → 2011년 12월 : 71%)로 좁혀졌다.

표 12. 정책개입으로 인한 상대적 정책 효과.

Outcomes	Time			
	Mar 2009	Jan 2010 (Intervention begins)	Dec 2010 (Intervention period)	Dec 2011 (Intervention period)
Total expenditure (monthly won/person)	103,281	160,822	169,435	178,831
Relative intervention effects (%)		50.8%	17.9%	**-2.9%**
Co-payment (monthly won/person)	8,297	9,110	9,726	10,398
Relative intervention effects (%)		9.3%	11.6%	**13.8%**
Outpatient costs (monthly won/person)	47,145	85,161	84,820	84,448
Relative intervention effects (%)		75.2%	31.0%	**2.6%**
Inpatient costs (monthly won/person)	52,343	75,604	84,069	93,303
Relative intervention effects (%)		40.2%	18.1%	**3.6%**
Outpatient visit (monthly visits/person)	0.81	2.33	2.34	2.34
Relative intervention effects (%)		186%	156%	**132%**
Inpatient visit (monthly visits/person)	0.29	0.76	0.77	0.77
Relative intervention effects (%)		151%	105%	**71%**

Ⅳ. 고 찰

1. 연구방법에 대한 고찰

이 연구는 2009년 차상위 본인부담경감대상자 259,406명 중 표본코호트 자료에서 2011년까지 그 자격을 유지한 3,428명을 대상으로 차상위계층의 건강보험 전환 정책효과를 분석하였다. 시계열 자료에서 정책 전후 평균의 단순한 비교는 절대적 금액의 차이만 확인할 수 있기 때문에 적절한 분석방법이 아니다. 해석상에 통계적 오류를 범하거나 정책적 관점으로 정책개입 효과를 정확히 파악할 수 없다. 그러므로 시계열로 구성된 표본코호트 자료는 단절적 회귀분석방법을 이용하여 정책 전후에 변화의 차이를 비교해야한다.

단절적 회귀분석은 정책효과를 평가하는데 매우 유용한 방법이다. 하지만 한계점도 분명히 있다. 첫째, 두 개의 단절층(two segemets)에 대한 직선의 추세를 가정하고 분석하였기 때문에 짧은 시간 간격동안에 비선형(2차 곡선, 3차 곡선 등) 패턴이 확인된다면 기본가정이 위배될 수 있다. 곡선으로 이루어진 패턴의 경우 Box-Jenkins 접근법을 이용하여 ARIMA모형을 구축할 수 있지만 모형을 만들고 직관적인 해석에 있어 많은 불편함이 있다(Box et al.,1994; Brockwell, 1991)

둘째, 시간이 지남에 따라 관측된 종속변수의 패턴과 개입과의 인과성을 추론하기에 다소 어려움이 있다. 단절적 회귀분석에서는 시간구간 전후에 관측된 종속변수의 체계적 변화(systematic shift)가 있는지를 확인하는 과정이기 때문에 개입효과가 그 변화를 직접적으로 발생시켰다고 단언할 수 없다. 그 이유는 보건의료정책은 의료이용자와 의료사용자의 행위에 미치는 요인은 매우 다양하고, 단순히 환자 개인의 특징뿐만 아니라 이해관계자와 복잡한 의료

시스템간에 상호영향을 주고받기 때문에 혼란변수가 일부 보정된다 하더라도 정책개입만이 유일한 요인으로 목표변수(target variables)에 영향을 미친다고 단정 지을 수 없다. 이와 같은 선상에서 연구대상자에 대한 분석 기간이 길어질수록 정책개입 효과가 희석되기 때문에 장기적인 관찰을 하기가 어렵다.

전환자의 등록시점이 일괄적이지 않은 경우 전환 이후 의료비 및 의료이용 행태가 자연스럽게 전환(transition)된 효과를 관찰하기 위해서는 등록기간만큼 분석에서 제외되어야 한다(Wagner, 2002). 이 연구에서 차상위 본인부담경감 대상자가 모집되었던 2009년 4월부터 12월까지 시간구간의 종속변수값은 시차효과(lag effects or intervention roll-in period)를 고려하여 제외되었다.

2. 연구결과에 대한 고찰

2009년 4월 정책시행으로 차상위 희귀난치성 질환자 및 만성질환, 19세미만에게 지원하는 돈의 재원이 국가지급에서 건강보험으로 전환되었다. 소득에 비해 의료비용 지출 가능성이 높은 차상위계층 질환자의 의료보장 주체가 바뀐 것이다. 국민건강보험공단 통계연보(2012)에 따르면 전환 후 차상위자에 대한 재정지출은 2008년 1,407억, 2009년 5,587억, 2010년 8,267억, 2011년 8,893억원으로 증가하였고, 2010년과 2011년 진료비의 증가분은 정책을 시행한 2009년 대비 각각 48%, 60% 증가하였다. 단절적 회귀분석을 이용하여 차상위자 전환 정책의 효과를 평가한 결과, 정책효과로 인해 차상위 전환자의 총 진료비, 입원진료비, 입원일수는 높은 수준으로 증가했고 정책 전후로도 지속적인 증가 추세를 나타냈다. 총 진료비는 정책개입으로 즉각적 효과가 발생하여 평균적으로 월 일인당 56,758원이 증가하였고, 정책 후에는 매월 일인당 783원씩 증가하는 추세를 보였다. 정책개입 이후 총 진료비 증가분에 대한 기여는

정책개입 이후 입원진료비의 지속적인 증가로 해석할 수 있다. 그 이유는 외래진료비는 정책개입 즉시 높은 수준으로 증가했지만 정책 후에는 정책 전의 양의 기울기가 음의 기울기(매월 평균 일인당 -31원)로 전환되었다. 입원진료비는 시간이 지날수록 지속적인 증가추세(매월 평균 일인당 770원)를 나타냈다. 시간이 지날수록 총 진료비, 외래이용, 입원이용의 증가추세로 인해 당연히 본인부담금도 증가함을 추측할 수 있으나 통계적으로 유의하지 않았다. 통계적으로 추론할 수 없는 차상위계층의 정책 전후 본인부담금의 변화와 정책개입 효과에 대해서는 다각적인 자료의 검토와 깊은 논의가 필요하다. 전체 요양기관에서 외래 및 입원일수는 정책시행 효과로 이용정도가 증가하였고 통계적으로도 유의하였다. 특히 입원일수는 종합병원에서 통계적으로 유의하게 증가했으며, 외래일수는 병원 및 의원, 보건소 및 기타기관에서 통계적으로 유의하게 증가하였다. 외래일수는 정책개입으로 정책 전 매월 일인당 0.81회에서 정책 후 매월 일인당 2.33회로 증가하였고, 입원일수는 정책 전 매월 일인당 0.29일에서 정책 후 매월 일인당 0.76일로 증가함을 확인할 수 있다(표 11). 정책개입으로 즉각적으로 급격히 증가한 후 외래일수와 입원일수 모두 제로기울기로 그 정도를 유지하고 있다. 차상위 전환 대상자의 장애정도와 만성질환이라는 특수성을 고려했을 때, 정책을 통하여 선택병원제 지정 해제와 본인부담금 유지기조는 차상위계층의 의료이용 접근성을 높였으며 그 결과 개인의 외래이용과 입원이용 증가에 기안한 것으로 생각된다.

정책시행 이후 즉시적인 정책효과로 인한 총 진료비, 외래진료비, 입원진료비, 외래일수, 입원일수의 증가는 차상위계층에서 난치성질환 및 만성질환자의 의료접근성이 높아지고 의료보장 범위가 확대됨에 따른 필연적 결과로 생각해야할 것이다. 한국보건사회연구원(2009) 연구에서는 개인부담의 가능성이 높은 진료에 대해서는 고소득층보다 저소득층일수록 박탈정도가 더 심하고, 나아가 기본적인 치료와 관련된 항목들에서 의료급여 수급자들보다 법정 차상위계층

의 박탈비율이 더 높아 의료접근성에 많은 제약이 따른다고 하였다. 특히 차상위계층 내 의료급여 2종 대상자들(만성질환자 및 18세 미만)의 박탈비율이 높아 보장성 강화의 필요성을 주장하였다. 이를 고려하면 의료욕구가 절실했던 잠재적 빈곤 위험층에 대하여 차상위자 전환 정책은 유효하였다.

지금까지 차상위자 전환 대상자를 대상으로 의료비 지출과 의료서비스 이용행태에 영향을 미친 정책의 효과에 대한 연구된 바는 없었으나, 의료급여 수혜자와 건강보험 지급 대상자와의 비교연구는 활발히 연구되었다. 의료급여 대상자의 1인당 진료비는 건강보험 1인당 진료비의 약 3.6배가 많고, 1인당 입내원 일수도 건강보험 대상자보다 약 4배가 높은 의료서비스 이용을 한다고 한다(한국보건사회연구원, 2012). 선행연구에서 본인부담이 없거나, 본인부담을 경감 받는 대상자들은 의료이용의 도덕적 해이가 발생할수 있다고 문제 제기를 하였다(최지숙 외 2010; 주정미 외, 2009). 이와 같은 연장선상에서 차상위자가 건강보험으로 전환되면서 본인부담 경감 혜택과 의료보장 범위의 확대 때문에 의료쇼핑 및 의료이용의 도덕적 해이가 발생할 수 있다는 우려가 제기되었다. 차상위 전환자 중 일부 의료기관 다빈도 이용자는 국민건강보험공단에서 우선적으로 사례관리사업 대상으로 관리되고 있지만, 진료내역을 바탕으로 합리적 의료이용에 대한 추가적인 연구가 필요하다. 장애등급과 중증도에 따라 의료기관 다빈도 이용자에 대하여 의료비, 의료서비스이용행태, 재정영향에 대한 추가적 분석이 필요할 것이다.

향후 연구에서는 단절적 회귀분석의 한계점으로 지적된 사항을 보완하여 시계열 자료에서 직선추세와 곡선추세를 동시에 고려할 수 있는 ARIMA 모형을 사용한다면 세밀하고 정확한 분석이 가능하겠다.

3. 연구의 함의

이 연구는 국민건강보험공단에서 제공하는 2007년부터 2011년까지의 표본코호트 자료를 활용하여 2009년 차상위계층 대상으로 시행된 본인부담경감대상자 자격 등록 및 전환정책에 따른 의료비와 진료행태 변화를 시계열 분석을 실시한 첫 번째 연구라는 점에서 의의가 있다. 차상위자 건강보험 전환에 따른 의료비 지출의 절대규모는 명백히 증가하였다. 단순히 차상위계층에 대한 연간 재정규모의 증가를 확인하는 것이 아니라 정책시행으로 인해 개인수준에서 총 의료비, 본인부담금, 진료행태의 변화의 차이를 정책 전 추세, 정채개입 시점의 수준, 정책 후 추세 등 시간 간격별로 나누어 살펴보았기 때문에 차상위계층의 의료복지를 이해하거나 후속 연구의 참고자료로 활용될 수 있다. 향후 차상위계층에 대한 의료안전망을 구축하고 의료복지를 보장하는데 있어 정책적 근거자료로 사용할 수 있다.

참 고 문 헌

국민건강보험공단. 통계연보. 2012

김진수, 이기주, 장진영, 이광옥. 의료급여 사례관리 효과분석 지표개발. 보건복지부, 2011

류정희, 김정현, 박능후, 함영진, 유진영. 차상위계층 지원사업 현황과 체계화 방안 연구. 한국보건사회연구원, 2014

보건복지가족부. 차상위 의료급여 수급자의 건강보험 가입자 전환에 따른 업무처리 안내. 2009

보건복지부. 차상위계층 의료급여 확대를 위한 선정기준 개정. 2004

보건복지부. 2013년 차상위 본인부담경감대상자 지원사업 안내. 2013

신현웅, 신영석, 황도경, 이채은, 김진수. 차상위 의료급여 건강보험 전환대상자 선정기준. 국민건강보험공단, 한국보건사회연구원, 2008

이현주, 강신욱, 김안나, 김태완, 노대명, 박세경, 이태진, 정경희, 신현웅, 손창균, 최현수, 박능후, 이선우, 홍경준, 유진영, 전지현, 유정예, 윤필경. 2006년 차상위계층 실태분석 및 정책제안. 한국보건사회연구원, 2009

주정미, 권순만. 건강보험환자와 의료급여환자 간 의원 외래 의료이용 차이와 공급자 진료행태. 보건행정학회지 2009; 19(3):

최지숙. 의료급여 1종 외래 본인일부부담제도 시행에 따른 의료수요의 가격탄력성 추정, 한림대학교 대학원 박사학위 논문. 2010

한국보건사회연구원. 의료급여 제도 개선 및 발전방안. 2012

Biglan A, Ary D, Wagenaar AC. The value of interrupted time-series experiments for community intervention research. Prev Sci 2000; 1: 31-9

Box GEP, Jenkins GM, Reinsel GC. Time series analysis: forecasting and control. 3rd ed, Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall, 1994

Brockwell PJ, Davis RA. Time series: theory and methods. 2nd ed. New York: Springer-Verlag, 1991

Charlson ME, Wells MT, Kanna B, Dunn V, Michelen W. Medicaid managed care: how to target efforts to reduce costs. BMC Health Serv Res, 2014 14:461

Des Jarlais DC, Lyles C, Crepaz N; TREND Group. Improving the reporting quality of nonrandomized evaluations of behavioral and public health interventions: the TREND statement. Am J Public Health, 2004 94(3):361-6

Diggle P. Time series: a biostatistical introduction. Oxford, United Kingdom: Oxford University Press, 1989

Fernández-Pérez C, Tejada J, Carrasco M. Multivariate time series analysis in nosocomial infection surveillance: a case study. Int J Epidemiol, 1998 27(2):282-8

Grundy C, Steinbach R, Edwards P, Green J, Armstrong B, Wilkinson P. Effect of 20 mph traffic speed zones on road injuries in London, 1986-2006: controlled interrupted time series analysis. BMJ, 2009 339:b4469

Haggins A, Patrick S, Demonner S, Davis MM. When coverage expands: children's health insurance program as a natural experiment in use of health care services. Acad Emerg Med, 2013 20(10):1026-32

Hartung DM, Carlson MJ, Kraemer DF, Haxby DG, Ketchum KL, Greenlick MR. Impact of a Medicaid copayment policy on prescription drug and health services utilization in a fee-for-service Medicaid population. Med Care, 2008 46(6):565- 72

Helfenstein U. Box-Jenkins modelling in medical research. Stat Methods Med Res, 1996 5(1):3-22

Homish GG, Edwards EP, Eiden RD, Leonard KE. Analyzing family data: A

GEE approach for substance use researchers. Addict Behav, 2010 35(6):558-63

Hubbard AE, Ahern J, Fleischer NL, Van der Laan M, Lippman SA, Jewell N,Bruckner T, Satariano WA. To GEE or not to GEE: comparing population average and mixed models for estimating the associations between neighborhood risk factors and health. Epidemiology, 2010 21(4):467-74

King G, A Solution to the ecological inference problem. Princeton University Press. 1997

Kontopantelis E, Doran T, Springate DA, Buchan I, Reeves D. Regression based quasi-experimental approach when randomisation is not an option: interrupted time
series analysis. BMJ, 2015 9;350:h2750

Lagarde M. How to do (or not to do) ... Assessing the impact of a policy change with routine longitudinal data. Health Policy Plan, 2012 27(1):76-83

Liang KY, Zeger SL. Regression analysis for correlated data. Annu Rev Public Health, 1993;14:43-68

Ma ZQ, Kuller LH, Fisher MA, Ostroff SM. Use of interrupted time-series method to evaluate the impact of cigarette excise tax increases in Pennsylvania, 2000-2009. Prev Chronic Dis, 2013 10:E169

Matowe LK, Leister CA, Crivera C, Korth-Bradley JM. Interrupted time series analysis in clinical research. Ann Pharmacother, 2003 37(7-8):1110-6

McDowall D, McCleary R, Meidinger EE, et al. Interrupted time series analysis. Beverly Hills, Calif: Sage; 1980

Mittal M, Harrison DL, Thompson DM, Miller MJ, Farmer KC, Ng YT. An evaluation of three statistical estimation methods for assessing health policy effects on prescription drug claims. Res Social Adm Pharm. 2015; pii: S1551-7411(15)00070-4

Penfold RB, Zhang F. Use of interrupted time series analysis in evaluating health care quality improvements. Acad Pediatr, 2013 13(6 Suppl):S38-44

SAS. The AUTOREG procedure. In: SAS/ETS 9.2 User' Guide. Cary, NC: SAS Institute; 2008. Available at: http://support.sas.com/documentation/cdl/en/etsug/60372 /PDF/default/etsug.pdf. Accessed July 26, 2013. Pages 313-28.

Shardell M, Harris AD, El-Kamary SS, Furuno JP, Miller RR Perencevich EN. Statistical analysis and application of quasi experiments to antimicrobial resistance intervention studies. Clin Infect Dis, 2007 1;45(7):901-7

Tyler Smith, Besa Smith. PROC GENMOD with GEE to analyze correlated

outcomes data using SAS. Department of Defense Center for Deployment Health Research, Naval Health Research Center, San Diego, CA, 2006

Wagner AK, Soumerai SB, Zhang F, Ross-Degnan D. Segmented regression analysis of interrupted time series studies in medication use research. J Clin Pharm Ther, 2002 27(4):299-309

Zeger SL, Irizarry R, Peng RD. On time series analysis of public health and biomedical data. Annu Rev Public Health, 2006;27:57-79

Zhang F, Wagner AK, Soumerai SB, Ross-Degnan D. Methods for estimating confidence intervals in interrupted time series analyses of health interventions. J Clin Epidemiol, 2009 62(2):143-8

Abstract

Impact of policy change in the coverage for lower-income group from medicaid to national health insurance: an interrupted time series analysis

Sungkeun Shim
Department of Biostatistics
Graduate School of Public Health
Yonsei University

(Directed by Professor Sohee Park, Ph.D.)

Backgroud

In April 2009, South Korea implemented a new policy aimed to lower income group transitioning from Medicaid to national health insurance as a part of restructuring welfare resources. The purpose of this study was to determine the true impact of a policy change for lower income group suffering rare diseases, noncommunicable diseases, and under 18 years.

Subject and Methods

This study was conducted by a interrupted time series study using data from the NHIS sample cohort from January 2007 to December 2011. Beneficiaries of new policy who transitioned from medicaid to national health insurance and maintained the status of lower income group until December 2011 were included in this study. This study estimated the changes in mean

outcome levels and trends pre-policy(intervention) and post-policy. Segmented regression analysis is to estimate the interaction terms between implementation of a policy and time and the association between the intervention and outcome while controlling for the overall secular trend.

Results

The parameter estimates for 'pre-policy trend', 'immediate change after policy', 'post-policy trend change' were the main coefficients of interest. A new policy was significantly associated with continuous increases in total medical cost, inpatient medical cost, inpatient visit, but not for co-payment for individual. Outpatient medical cost and outpatient visit were only associated with the parameter for immediate change after policy. There was no significant month-to-month change in these outcomes, either before or after the intervention

Conclusion

Our results suggest that the new policy provides true impact of expanded coverage on total medical cost and hospital utilization, such as outpatient and inpatient visit at immediate effect of the intervention for lower income group. However, evaluations of the adequacy of medical cost and utilization are urgently needed. Policy makers should consider the comprehensive effects of implementing a new policy in lower income group in various ways.

---

keyword : lower income level, health policy change from Medicaid to national health insurance, Interrupted time series, segmented regression