

Forecasting drug expenditure with transfer function model

MiHai Park^a · Minseong Lim^b · Byeongchan Seong^{c,1}

^aPharmaceutical Benefit Listing Division, HIRA;

^bDepartment of Statistics, Kyungpook National University;

^cDepartment of Applied Statistics, Chung-Ang University

(Received February 20, 2018; Revised March 18, 2018; Accepted March 18, 2018)

Abstract

This study considers time series models to forecast drug expenditures in national health insurance. We adopt autoregressive error model (ARE) and transfer function model (TFM) with segmented level and trends (before and after 2012) in order to reflect drug price reduction in 2012. The ARE has only a segmented deterministic term to increase the forecasting performance, while the TFM explains a causality mechanism of drug expenditure with closely related exogenous variables. The mechanism is developed by cross-correlations of drug expenditures and exogenous variables. In both models, the level change appears significant and the number of drug users and ratio of elderly patients variables are significant in the TFM. The ARE tends to produce relatively low forecasts that have been influenced by a drug price reduction; however, the TFM does relatively high forecasts that have appropriately reflected the effects of exogenous variables. The ARIMA model without the exogenous variables produce the highest forecasts.

Keywords: drug expenditure, drug price reduction, medical expenses in health insurance, transfer function model, autoregressive error model

1. 서론

2000년대 중반까지 건강보험 약품비의 지속적인 증가와 함께 약품비가 총진료비에서 차지하는 비중이 29%를 상회하는데 대한 문제의식에 따라 2006년 말 약제비 적정화 방안이 시행되었고 총진료비 중 약품비 비율을 25%까지 낮추는 목표치가 제시되었다. 약제비 적정화 방안 이후 약품비 증가추세는 둔화되었으나 여전히 총진료비 중 약품비는 29% 수준이 유지되다가 2012년 약가 일괄인하 이후 약품비가 감소하면서 총진료비 중 약품비 비중이 낮아졌다. 그러나 2013년부터 시행된 4대 중증 보장성 강화 정책 및 2013년 이후의 지속적인 급여 확대 정책, 최근의 고가 신약 도입, 만성질환 증가 및 노인인구 증가 등에 따른 의약품 사용 증가로 인해 약품비가 다시 증가추세로 돌아서면서 향후 약품비 지출에 대한 우려가 제기되고 있다.

약품비는 지속적인 증가추세를 보이고 있으나 동시에 정책의 개입에 따른 변동 등으로 인해 중장기적인 예측이 쉽지 않다. 그러나, 정책 이외에도 다양한 요인들이 약품비에 영향을 미치는 것으로 알려져 있

¹Corresponding author: Department of Applied Statistics, Chung-Ang University, 84 Heukseok-ro, Dongjak-gu, Seoul 06974, Korea. E-mail: bcseong@cau.ac.kr

며 이러한 요인들을 약품비 예측에 반영한다면 정부가 정책 방향을 결정하는데 도움이 될 것이다. 본 연구에서는 이러한 목적을 달성하기 위하여 시계열분석 기법을 도입하여 약품비 예측을 시도한다.

약품비 예측을 위하여, 2012년 약가 일괄인하를 고려하는 구간별 모형을 고려하였으며 자기회귀오차모형(autoregressive error model)과 약품비의 다양한 증가요인을 반영할 수 있는 전이함수모형(transfer function model)을 고려하였다. 설명변수 시계열의 예측없이 모형 자체만으로 예측을 가능하게 하기 위하여 자기회귀오차모형에서는 결정적 추세(deterministic trend)만을 고려하였다. 전이함수모형은 설명변수 또는 외생변수(exogenous variables)를 autoregressive integrated moving average (ARIMA) 모형에 도입한 모형으로서, 종속변수와 설명변수 시계열 간의 인과 메커니즘을 설명하는데 편리하다 (Cho 등, 2015). 다만, 전이함수모형의 예측을 위해서는 추가적인 설명변수의 예측이 필요하다.

본 논문은 총 3장으로 구성되어 있으며, 2장에서는 선행 연구 고찰을 통하여 약품비 지출에 미치는 주요 요인들을 살펴보고 3장에서는 2007년부터 10년간의 자료를 활용하여 약품비의 중장기 예측을 시도한다. 4장에서 결론을 맺는다.

2. 선행 연구 고찰

본 장에서는 기존 연구 고찰을 통하여 약품비 지출에 미치는 주요 요인들을 살펴본다.

2.1. 노인인구

Kwon과 Cho (2015)은 인구구조 변화가 건강보험재정에 미치는 영향은 노인인구(65세 이상 인구)의 신체 및 건강기능에 따라 달라질 수 있다고 하였다. 즉 증가된 수명이 건강한지, 불건강한지에 따라 건강보험에 미치는 영향이 달라질 수 있다는 것이다.

Newhouse (1992)는 의료비용의 주요 영향요인이 고령화, 소득, 의료보험 확대 등이라는 연구결과를 발표하였고, 주요 실증 연구에서 인구구조의 변화가 의료비 증가에 유의미한 영향을 미친다고 설명하고 있다. Murthy와 Okunde (2016)는 자기회귀시차분포 공적분 모형(autoregressive distributed lag cointegration)을 이용하여 65세 이상의 인구비율이 소득 및 의학기술과 함께 미국의 1인당 의료비 지출에 유의한 영향을 준다고 하였다.

Yoon 등 (2010)은 국민노후보장패널조사(KReIS)의 1-3차년도 자료를 이용하여 분석한 결과, 노인 인구에서의 의료 이용은 건강상태에 따라서 고령일수록 의료비 지출이 증가한다고 하였다. Won 등 (2016)이 2000-2010년의 건강보험 자료로부터 추계한 연구 결과에 따르면, 우리나라에서도 65세 이상 진료비 지출 비중이 점차 증가하여, 그 부담이 적지 않을 것으로 예상된다고 하였다.

2.2. 만성질환

만성질환은 주로 의약품을 통해 관리되므로, 만성질환 증가는 약품비 증가에 영향을 줄 수 있다. Mueller 등 (1997)은 65세 이상에서 만성질환의 수가 증가할수록 약품비 지출이 클 수 있다고 하였으며 Kim과 Kim (2009)은 65세 이상 인구에서 지출하는 약품비가 전체 약품비의 3.76%를 설명하였으며, 만성질환이 4.19%를 설명한다고 하였다.

1996년 의료비패널조사(Medical Expenditure Panel Survey)에서 만성질환의 상태가 본인부담 약품비에 미치는 영향을 조사하였는데, 연령을 보정하고도 개인이 앓고 있는 만성질환 개수가 늘어남에 따라 본인부담 약품비가 증가한다고 하였으며, 가족단위에서도 만성질환을 앓고 있는 가족이 있으면 그렇지 않은 가족보다 연간 본인부담으로 1,000달러를 지출할 확률이 2.6배 높은 것으로 나타났다 (Steinberg

등, 2000). Wolff 등 (2002)의 연구에서는 65세 이상에서 질병의 수가 증가함에 따라 1인당 메디케어 지출이 증가한다고 보고하였으며 만성질환의 수가 처방약 사용에 영향을 준다고 하였다.

2.3. 소득

소득은 각 나라의 의료비 지출의 차이를 설명할 수 있는 가장 중요한 요소이다 (Newhouse, 1992). 나라마다 1인당 국민소득은 1인당 국민 의료비 지출과 강한 상관관계를 보이며, 높은 GDP 수준은 높은 의료비 지출을 부담할 수 있게 한다 (Astolfi 등, 2012). 또한 소득의 증가는 보다 나은 삶에 대한 기대를 갖게 하여 의료수요를 증가시키며 특히, 소득이 일정 수준 이상인 사람들의 고급 의료서비스에 대한 수요는 급속한 의료비 증가를 유발한다 (Fogel, 2009).

소득과 약품비의 관계를 보면, 소득이 높을수록 총약품비 지출 및 본인부담 약품비 지출이 증가하였다 (Sambamoorthi 등, 2003). 이와 대조적으로, Fan 등 (2003)의 연구에서는 세후 소득(after-tax income)이 본인부담 약품비에 영향을 미치지 않지만, 총소득 대비 본인부담 약품비 비율에는 유의하게 음의 영향을 준다고 하였다.

2.4. 신약

신약은 유지약 및 퇴장약과 함께 약제비 증가의 기여요인으로 제시되었다 (Bae, 2007; Chang 등, 2010; Huh 등, 2006). Huh 등 (2006)의 연구에서 2004년 대비 2005년의 약제비 증가(21%) 중 신규 진입약에 의한 부분은 3.5%라고 하였다.

Bae (2007)은 2001-2004년도 상반기 건강보험 실적자료를 이용하여 약제비 증가경향을 신규 진입약(복제약과 신약)과 기타 의약품으로 나누어 분석하였다. 약품비 지출이 인구 고령화, 만성질환, 고가의 신약 사용증가 등에 기인한다고 하였으며, 신규 진입약의 약품비 증가 기여도는 2002년 상반기 전체 증가율 14.61% 중 3.46%, 2003년 상반기 전체 증가율 4.95% 중 2.82%, 2004년 상반기 13.69% 중 3.29%를 차지한다고 하였다.

Chang 등 (2010)은 2005-2009년의 약품비 증가에 대한 신규약, 유지약, 퇴장약의 기여율을 피셔 방식으로 산출하였는데 2008년 대비 2009년의 약품비 변동은 11.23%였으며, 그 중 1.55%를 신규 진입약품이 차지하였다.

3. 약품비 지출 예측

3.1. 분석 자료

2007년 1월부터 2016년 12월까지의 건강보험 청구명세서 중 의약품 원내조제 및 원외처방 내역이 포함되어 있는 510 테이블로부터 분류유형코드가 약에 해당하는 금액의 월별 총합계를 산출하여 월별 약품비(단위: 백억 원)로 사용하였고, 의약품 사용 명세서가 1건이라도 있는 환자수 합계를 의약품 사용자수(단위: 백만 명)로 하였다. 청구 시점이 지연되는 점을 고려하여 각 연도별로 다음해 3월까지 청구 시점을 확장하여 추출하였다. 또한, 만성질환 약품비는 복지부 분류에 기초하여 대표적인 만성질환 효능군(혈압강하제, 동맥경화용제, 당뇨병용제, 항악성종양제, 기타의 중앙치료제, 방사성 의약품, 주로 악성종양에 작용하는 것)의 약품 금액의 월별 총합계를 계산하였고 분석에서는 전체 약품비에서 만성질환 약품비가 차지하는 백분율을 사용하였다.

신약 약품비는 2007년 이후 등재된 신약을 대상으로 약품비와 동일한 기준을 적용하여, 전체 월별 약품비에서 신약 약품비의 월별 총합계가 차지하는 백분율을 계산하였다. 선행 연구에서 신약 도입 이후

Table 3.1. Time series variables used in the analysis

Time series variable	Notation	Unit
Drug expenditure	amt_t	Ten billion won
Number of drug users	pop_t	One million
Ratio of elderly patients	rage_t	%
Ratio of new drug spending	rnew_t	%
Ratio of medication costs for chronic condition	rchr_t	%
GNI per capita	gni_t	One hundred thousand won

5년이 지나면 안정적인 것으로 보고됨에 따라 각 품목별로 등재 후 5년까지의 약품비만 신약 약품비로 산출하였다. 노인 환자 수는 진료 시점에 만 65세 이상인 환자 수로 고려하였으며 분석에서는 전체의 약품 사용자 수에서 차지하는 백분율로 사용하였다.

1인당 월별 소득을 반영하기 위하여, 한국은행에서 제공하는 1인당 연간 gross national income (GNI)를 사용하였으며 이를 선형보간법으로 월별로 변환하였다(단위: 십만 원). 1인당 GNI는 한국은행 홈페이지에서 구득하였으며, 이외 모든 자료는 건강심사보험평가원의 청구자료를 이용하였다.

선행 연구 고찰 및 변수들의 가용성 여부를 고려하여 본 연구에서 사용한 변수 및 기호, 단위를 Table 3.1에 정리하였다. 또한, Figure 3.1은 각 변수들의 시계열 그림을 나타낸다. 모든 시계열들이 증가 추세를 나타내며, 약품비 지출의 경우 2012년 4월 약가 일괄인하 이후 증가 추세의 수준이 달라진 것으로 판단된다.

3.2. 구간별 자기회귀오차모형

우선 2012년 4월 약가 일괄인하 정책개입의 효과를 분리하기 위해 구간별 추세를 고려한 다음과 같은 자기회귀오차모형(segmented autoregressive error model)을 사용하였다. 이 모형은 자체적으로 오차의 자기상관성을 포함하고 설명변수의 모형화 및 예측없이 종속변수의 예측이 가능하다는 장점을 가지고 있다.

$$\text{amt}_t = \alpha + \beta t + \delta_1 I_{1t} + \delta_2 I_{2t} + \varepsilon_t, \quad \phi_p(B)\varepsilon_t = \eta_t, \quad t = 1, \dots, T (= 120),$$

$$I_{1t} = \begin{cases} 0, & t < 2012.04, \\ 1, & t \geq 2012.04, \end{cases} \quad I_{2t} = \begin{cases} 0, & t < 2012.04, \\ t, & t \geq 2012.04. \end{cases} \quad (3.1)$$

단, I_{1t} 와 I_{2t} 는 각각 약가 일괄인하 시점(2012년 4월) 이후의 약품비 수준 및 추세 변화를 고려한다. $\phi_p(B)$ 는 p 차의 자기회귀 시차다항식, $B^k \varepsilon_t = \varepsilon_{t-k}$ 이며, $\eta_t \sim WN(0, \sigma_\eta^2)$ 이다. 식 (3.1)의 완전모형(full model)을 적합한 결과, 약가 일괄인하 이후 추세 변화(δ_2)는 유의하지 않아서 제거하였다. $\phi_p(B)$ 의 추정에는 계절을 포함한 시차를 포함하기 위하여 최고 24개월까지 시차를 고려하였고 시차 간의 선택을 위하여 후진제거법(backward elimination)을 사용한 결과, 3, 12, 15-시차에서 유의하다는 결론을 내렸다. 이를 통하여 약품비 지출은 분기효과가 존재한다고 보여진다. 즉, 현재 약품비 지출은 1사분기, 4사분기, 5사분기 이전의 값과 밀접한 관련이 있다고 볼 수 있다. 최종적으로 적합한 모형의 추정 결과는 Table 3.2와 같다. 모형 적합 이후 잔차($\hat{\eta}_t$)에 대한 포트맨토우 검정 결과 유의수준 5%에서 백색잡음을 확인하였다. 모형의 적합력으로서 정보량 기준은 Akaike information criteria (AIC)와 Bayesian information criteria (BIC)로 $AIC = 679.94$, $BIC = 696.66$ 이었다.

이를 통하여, 전체 약품비는 2007년 1월 8,839억 원에서 매달 약 63억 원씩 증가하고 약가 일괄인하 시행 직후 약 1,873억 원이 감소하였다고 볼 수 있다. 또한, 약가 일괄인하 이후 추세 변화는 없었으며 약

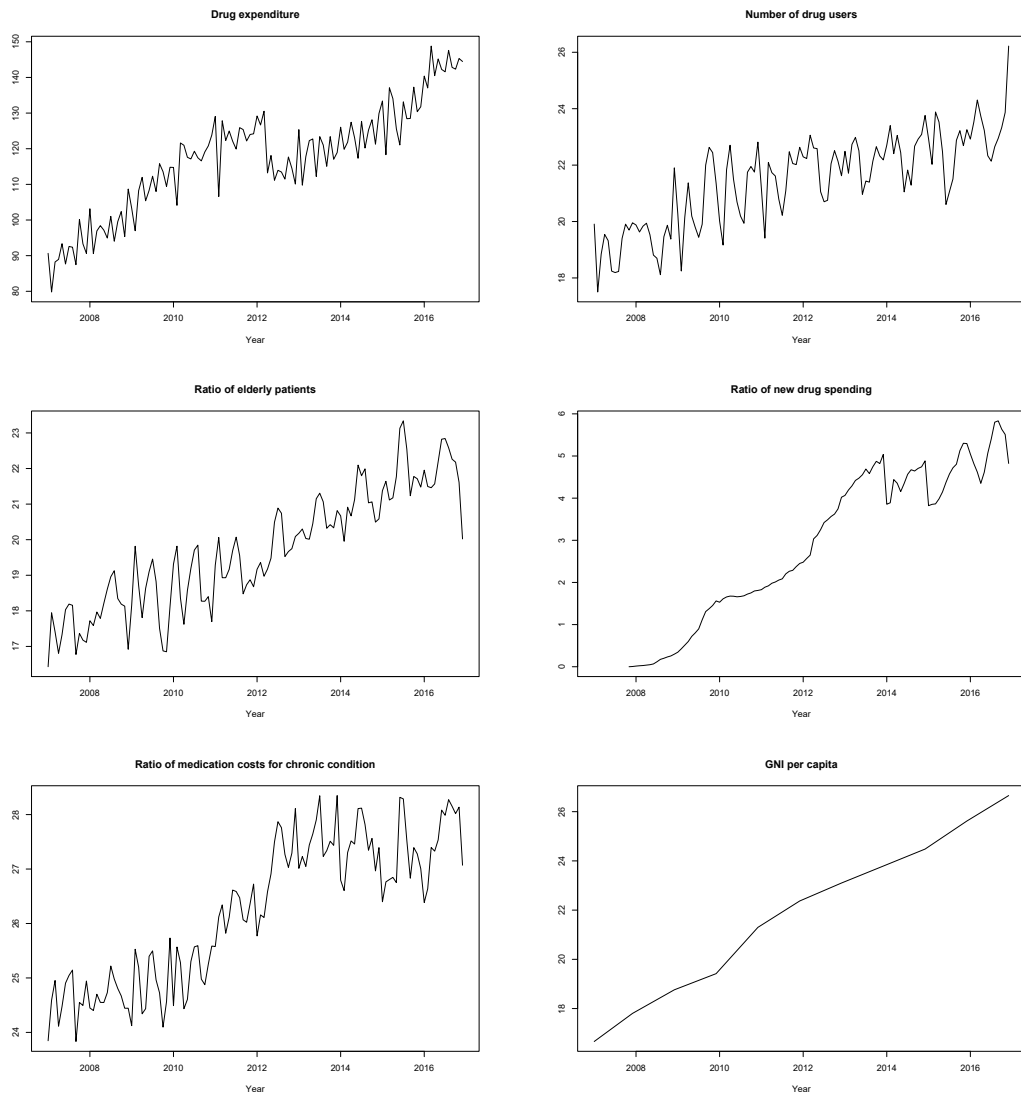


Figure 3.1. Time series plots for the time series used in the analysis.

가 일괄인하 이전 형태가 유지되었다고 판단된다.

3.3. 전이함수모형

일반적으로 전이함수모형은 다음과 같은 순서로 모형화된다 (Cho 등, 2015); (1) 시계열 변수들의 정상화 및 ARIMA 모형화, (2) 사전백색화(whitening) 및 교차상관성(cross-correlation) 검토, (3) 전이함수 차수 결정, (4) 잔차 모형화 및 잔차 검증.

먼저 종속변수인 약품비 지출과 이에 영향을 미치는 각 설명변수 시계열의 정상성(stationarity) 및

Table 3.2. Estimates for the segmented autoregressive error model in (3.1)

Parameter	Estimate	Standard error	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
α	87.7561	1.5880	55.26	< 0.0001
β	0.6338	0.0314	20.18	< 0.0001
δ_1	-18.7325	2.0073	-9.33	< 0.0001
ϕ_3	-0.4006	0.0856	-4.68	< 0.0001
ϕ_{12}	-0.4099	0.0852	-4.81	< 0.0001
ϕ_{15}	0.2334	0.0911	2.56	0.0105

Table 3.3. ARIMA modeling for the time series variables used

Time series variable	ARIMA modeling
amt_t	ARIMA(2, 1, 0) \times (2, 1, 0) _{s=12}
pop_t	ARIMA(0, 1, 2) \times (0, 1, 1) _{s=12}
rage_t	ARIMA(0, 1, 2) \times (0, 1, 1) _{s=12}
rnew_t	ARIMA(0, 1, 0) \times (1, 0, 0) _{s=12}
rchr_t	ARIMA(1, 1, 1) \times (0, 1, 1) _{s=12}
gni_t	ARIMA(1, 1, 0) \times (1, 0, 0) _{s=12}

ARIMA = autoregressive integrated moving average.

ARIMA 모형화를 표본 autocorrelation function (ACF), partial autocorrelation function (PACF) 및 잔차의 포트맨도우 검정을 통하여 검토하였다. 특히 전이함수모형에서 설명변수들의 정상 모형화는 사전백색화와 관련하여 허구적 상관(spurious correlation)을 막는 중요한 도구로 사용된다. 설명변수의 모형화는 예측시에도 필수적으로 요구된다. 약품비와 각 설명변수들은 신약 약품비 비중과 1인당 GNI를 제외하고 모두 1차 차분 및 12차 계절차분을 통하여 정상화되었다. 각 변수들의 구체적인 ARIMA 모형화 결과는 Table 3.3과 같다.

설명변수들의 ARIMA 모형화를 이용하여 사전백색화된 시계열 간의 교차상관 그림은 Figure 3.2와 같다. 5개의 그림에서 의약품 사용자 수(pop_t) 및 노인환자 비중(rage_t)만 약품비 지출(amt_t)에 유의한 영향을 주고 있다. 단, 설명변수와 종속변수 간의 인과관계 가정으로 시차가 음수인 경우는 무시하였다. 의약품 사용자 수의 경우에 0차, 1차, 12차 및 14차 시차에서 교차상관이 유의하였으며, 노인환자 비중은 0차와 14차 시차에서 유의하였다. 그러나, 12차 이상의 교차상관은 해석상의 어려움으로 고려하지 않았으며 실제 모형 적합에서도 유의하지 않은 결과를 보여 주었다.

이상을 통해서 볼 때, 전이함수의 형태는 2개의 설명변수만 포함하면 될 것이며, 교차상관 관계가 지수적인 감소형태를 보이지 않으므로 의약품 사용자 수에 대해서는 0차와 1차, 노인환자 비중에 대해서는 0차의 전이함수만 고려하면 충분하다. 즉, 분모 차수를 사용할 필요가 없다. 최초 적합된 전이함수모형은 다음과 같은 형태를 가진다.

$$\text{amt}_t = \delta_1 I_{1t} + (\beta_0 + \beta_1 B) \text{pop}_t + \gamma_1 \text{rage}_t + \frac{\varepsilon_t}{(1-B)(1-B^{12})}, \quad (3.2)$$

여기서 ε_t 는 오차항을 나타내며, 식 (3.1)에서처럼 $\alpha + \beta t$ 및 I_{2t} 는 항이 유의하지 않아서 모형에 포함하지 않았다. 잔차의 표본 ACF, PACF 및 포트맨도우 검정 결과 오차항의 백색잡음 가정을 만족할 수 없음을 확인하였으며, 이를 해결하기 위하여 오차항에 ARIMA(2, 1, 0) \times (2, 1, 0)_{s=12} 모형을 추가하였다. 최종적으로 적합된 전이함수모형은 다음과 같다.

$$\text{amt}_t = \delta_1 I_{1t} + \beta_1 \text{pop}_t + \gamma_1 \text{rage}_t + \frac{\varepsilon_t}{(1-\phi_1 B - \phi_2 B^2)(1-\Phi_1 B^{12} - \Phi_2 B^{24})(1-B)(1-B^{12})}. \quad (3.3)$$

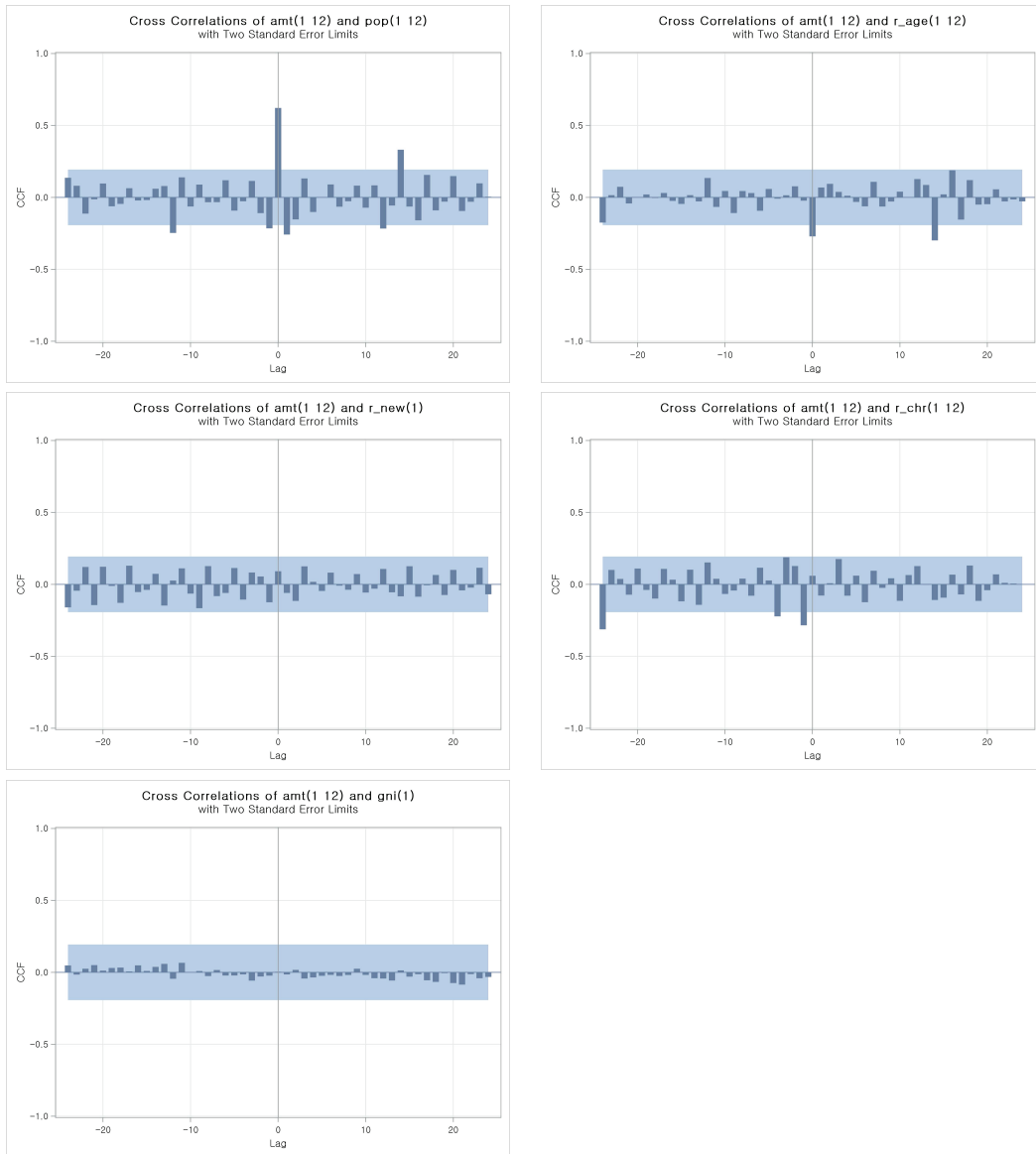
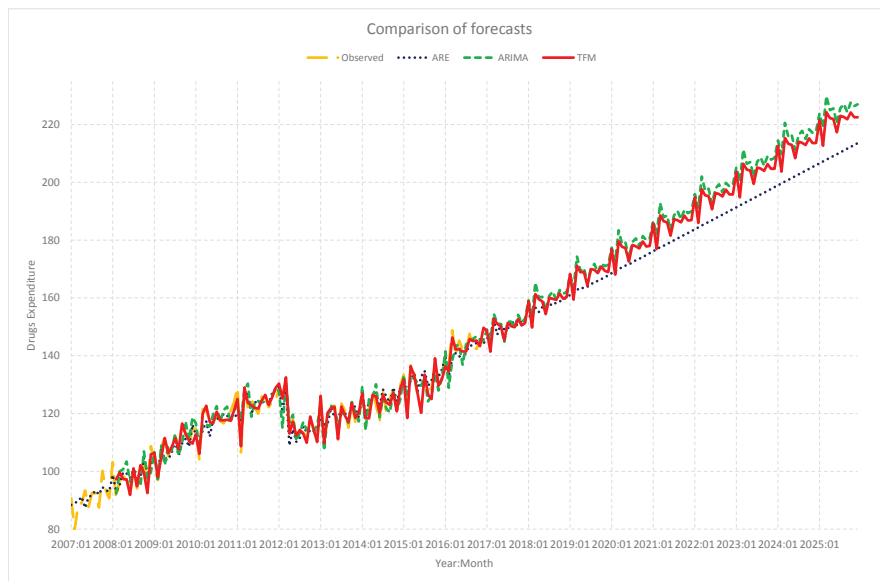


Figure 3.2. Cross-correlations between amt_t and each explanatory time series variable after prewhitening. From top to bottom and from left to right, the cross-correlation plot corresponds to (amt_t, pop_{t-k}) , $(amt_t, r_{age_{t-k}})$, $(amt_t, r_{new_{t-k}})$, $(amt_t, r_{chr_{t-k}})$, and (amt_t, gni_{t-k}) in order.

단, $\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma_\varepsilon^2)$. 모형 (3.3)의 추정 결과는 Table 3.4와 같으며, 모형의 적합력으로서 정보량 기준은 $AIC = 466.90$, $BIC = 485.61$, $\sigma_\varepsilon^2 = 2.03^2$ 와 같다. 분석결과로서 약가 일괄인하 시행의 개입, 의약품 사용자 수, 노인환자 비중이 약품비에 큰 영향력을 미친 것으로 나타났다. 약가 일괄인하 시행 직후 약품비는 1,458억 원이 감소하였고, 의약품 사용자 수가 100만명 증가하면 약품비는 1,473억 원 증가하며 노인환자 비중이 1% 증가하면 약품비는 1,627억 원 증가하는 것으로 나타났다.

Table 3.4. Estimates for the transfer function model in (3.3)

Parameter	Estimate	Standard error	<i>t</i> -value	<i>p</i> -value
ϕ_1	-0.4393	0.1021	-4.30	< 0.0001
ϕ_2	-0.2021	0.0998	-2.03	0.0428
Φ_1	-0.5812	0.1145	-5.08	< 0.0001
Φ_2	-0.3005	0.1127	-2.67	0.0077
δ_1	-14.5847	1.5567	-9.37	< 0.0001
β_1	14.7329	0.7129	20.67	< 0.0001
γ_1	16.2695	0.9959	16.34	< 0.0001

**Figure 3.3.** Comparison of monthly forecasts with observed drug expenditure. ARE = autoregressive error model; ARIMA = autoregressive integrated moving average; TFM = transfer function model.

3.4. 약품비 지출의 예측

본 연구에서 고려한 두가지 모형을 이용하여 예측한 월별 약품비 지출 예측값은 Figure 3.3과 같다. 비교를 위하여 약품비 수준이동을 고려한 ARIMA 모형으로 예측한 결과도 추가하였다. 전이함수모형에서 설명변수들의 예측은 Table 3.3의 모형을 이용하였다. Table 3.5는 연도별 예측값이며 이는 월별 예측값을 연도별로 합하여 계산한 것이다.

자기회귀오차모형은 기본추세(βt)와 약가 일괄인하로 인한 약품비 수준이동($\delta_1 I_{1t}$)에 좌우되어 비교적 낮은 예측값이 도출되었으며, 전이함수모형은 약품비 지출에 영향을 미치는 외부 설명변수(의약품 사용자 수 및 노인환자 비중)의 증가 추세가 적절히 반영되어 더 높은 예측값을 보였다. 설명변수를 포함하지 않을 경우, 약품비 수준이동만을 고려한 ARIMA 모형은 약품비 지출 추세를 가장 높이 예측하였다. 2012년의 약가 일괄인하 이후 4년간 실제 약품비 지출은 연평균 5.12% 증가한 것으로 나타났다. 다만, 2015년 대비 2016년에 10.21% 증가한 것이 연평균값을 높인 것으로 보인다. 자기회귀오차모형, ARIMA 및 전이함수모형으로 추정된 약품비 지출의 연평균은 각각 4.67%, 5.15%, 5.00%로 계산된다.

Table 3.5. Comparison of annual forecasts with observed drug expenditure.

Year	Observed	ARE	ARIMA	TFM
2007	1085.14			
2008	1182.21	1186.89	1089.43	1078.98
2009	1308.06	1288.70	1305.04	1303.69
2010	1413.24	1395.91	1413.99	1407.57
2011	1474.42	1484.05	1493.28	1481.32
2012	1409.98	1393.48	1408.98	1411.39
2013	1429.02	1433.82	1427.89	1432.53
2014	1487.93	1505.61	1484.21	1485.88
2015	1559.03	1583.63	1559.35	1552.29
2016	1718.27	1693.64	1705.20	1713.54
2017		1799.70	1807.35	1795.19
2018		1884.34	1922.43	1903.13
2019		1973.67	2035.72	2018.29
2020		2064.46	2144.84	2120.65
2021		2155.60	2256.86	2227.85
2022		2246.82	2367.96	2336.08
2023		2338.08	2479.03	2442.26
2024		2429.34	2590.31	2549.31
2025		2520.61	2701.46	2656.48
Annual growth rate	5.12%	4.67%	5.15%	5.00%

ARE = autoregressive error model; ARIMA = autoregressive integrated moving average; TFM = transfer function model.

4. 결론

본 연구에서는 지난 10년 간의 약품비 지출 현황을 살펴보고 약품비 증가에 영향을 미치는 외부 설명요인들을 파악한 후 이를 고려하여 향후의 약품비 지출을 예측해 보고자 하였다. 예측을 위한 시계열 모형으로서 자기회귀오차모형과 전이함수모형을 고려하였다. 자기회귀오차모형은 설명변수의 예측없이 자체적인 예측이 가능한 장점이 있으며, 전이함수모형은 약품비의 증가 메커니즘을 설명할 수 있어서 정부의 정책 방향 결정시 유용하게 사용할 수 있다는 장점이 있다. 2012년 약가 일괄인하가 약제비 감소에 미친 영향은 자기회귀오차모형이 전이함수모형보다 더 높게 추정하였으며 이는 중장기 약제비 지출 예측시에 크게 영향을 미쳤다.

정부의 정책 개입 등에 따라서 관련 변수들이 상당한 변동을 가지고 있다는 제한점이 있으나 본 연구는 약품비 증가에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난 환자수와 노인환자 비중을 고려하여 과거 10년 시계열 자료를 토대로 중장기적인 약품비 예측을 시도하는데 의의가 있다. 예측 결과에 따르면 2020년에는 약 21조 원 정도의 약품비 지출이 예상되며 2025년에는 현재의 약품비 증가추세가 유지될 경우 최고 27조 원에 육박하는 약품비 지출이 예상되므로 급증하는 약품비의 증가 원인을 파악하여 적극적인 정책적 개입이 필요해 보인다.

References

- Astolfi, R., Lorenzoni, L., and Oderkirk, J. (2012). A comparative analysis of health forecasting methods, OECD Health Working Papers, 59, OECD Publishing, Paris.

- Bae, E. Y. (2007). Study on the drug expenditure trend in Korea, *The Korean Journal of Health Economics and Policy*, **13**, 39–54.
- Chang, S. M., Park, C. M., Bae, G. L., Lee, H. J., and Kim, H. S. (2010). *Analysis of Variable Factors for Drug Expenditure in Health Insurance*, Health Insurance Review & Assessment Service.
- Cho, S., Son, Y., and Seong, B. (2015). *Time Series Analysis Using SAS/ETS*, Yulgokbooks, Seoul.
- Fan, J. X., Sharpe, D. L., and Hong, G. S. (2003). Health care and prescription drug spending by seniors, *Monthly Labor Review*, **126**, 16–25.
- Fogel, R. W. (2009). Forecasting the cost of US health care in 2040, *Journal of Policy Modeling*, **31**, 482–488.
- Huh, S. I., Jeong, J. C., and Lee, H. Y. (2006). *Research on Reasonable Drug Expenditure Plan*, National Health Insurance Corporation.
- Kim, Y. S. and Kim, S. O. (2009). *Analysis and Management Plan for Increase Factors of Drug Expenditure*, National Health Insurance Corporation.
- Kwon, S. M. and Cho, Y. M. (2015). *Population Aging and Health Insurance*, Research Center for Market & Government.
- Mueller, C., Schur, C., and O’connell, J. (1997). Prescription drug spending: the impact of age and chronic disease status, *American Journal of Public Health*, **87**, 1626–1629.
- Murthy, V. N. and Okunade, A. A. (2016). Determinants of US health expenditure: Evidence from autoregressive distributed lag (ARDL) approach to cointegration, *Economic Modelling*, **59**, 67–73.
- Newhouse, J. P. (1992). Medical care costs: how much welfare loss? *The Journal of Economic Perspectives*, **6**, 3–21.
- Sambamoorthi, U., Shea, D., and Crystal, S. (2003). Total and out-of-pocket expenditures for prescription drugs among older persons, *The Gerontologist*, **43**, 345–359.
- Steinberg, E. P., Gutierrez, B., Momani, A., Boscarino, J. A., Neuman, P., and Deverka, P. (2000). Beyond survey data: a claims-based analysis of drug use and spending by the elderly, *Health Affairs*, **19**, 198–211.
- Wolff, J. L., Starfield, B., and Anderson, G. (2002). Prevalence, expenditures, and complications of multiple chronic conditions in the elderly, *Archives of Internal Medicine*, **162**, 2269–2276.
- Won, J., Chang, I., and Seong, B. (2016). An application of ARIMAX for predicting long-term national health insurance expenditure in Korea, *The Korean Journal of Health Economics and Policy*, **22**, 1–27.
- Yoon, J. H., Kim, S. W., Chang, Y. H., Cho, H. S., and Song, H. J. (2010). A panel data analysis of the determinants of health care expenditures among older single-person households, *Journal of Consumer Studies*, **21**, 193–218.

전이함수모형을 이용한 약품비 지출의 예측

박미혜^a · 임민성^b · 성병찬^{c,1}

^a건강보험심사평가원 약제관리실 약제등재부,

^b경북대학교 통계학과, ^c중앙대학교 응용통계학과

(2018년 2월 20일 접수, 2018년 3월 18일 수정, 2018년 3월 18일 채택)

요약

본 논문에서는 약품비 지출에 대한 예측을 수행하기 위하여 시계열 모형을 도입한다. 2012년 약가 일괄인하를 반영하기 위하여 구간별 모형을 토대로, 자기회귀오차모형과 전이함수모형을 고려하였다. 자기회귀오차모형에서는 예측의 편리성을 위하여 결정적 추세만을 고려하였으며, 전이함수모형에서는 주요한 외생변수와의 교차상관성을 이용하여 약품비 지출의 인과 메커니즘을 설명하였다. 각 모형에서 약가 일괄인하 이후 수준 변화가 유의하게 나타났으며, 전이함수모형에서는 의약품 사용자 수 및 노인환자 비중 시계열 변수가 유의하게 나타났다. 자기회귀오차모형은 약가 일괄인하로 인한 약품비 수준이동에 좌우되어 비교적 낮은 예측값이 도출되었으며, 전이함수모형은 약품비 지출에 영향을 미치는 외부 설명변수의 증가 추세가 적절히 반영되어 더 높은 예측값을 보였다. 설명변수를 포함하지 않을 경우, 약품비 수준이동만을 고려한 ARIMA 모형은 약품비 지출 추세를 가장 높게 예측하였다.

주요용어: 약품비 지출, 약가 일괄인하, 건강보험진료비, 전이함수모형, 자기회귀오차모형

¹교신저자: (06974) 서울시 동작구 흑석로 84, 중앙대학교 경영경제대학 응용통계학과.

E-mail: bcseong@cau.ac.kr