

응용경제 제19권 제2호
2017년 6월, 한국응용경제학회

영화 수요에 대한 미시 실증분석: 확률계수 로짓모형

지용규* · 문춘걸**

초록

KOBIS 통합전산망으로부터 관객 수와 매출액에 관한 영화별 × 광역시도별 × 주별 자료를 채취한 후, 영화에 대한 수요를 확률계수 로짓모형으로 설정하여 추정하고, 수요의 가격탄력성을 중점적으로 분석하였다.

영화별 × 광역시도별 × 주별 단위로 추정된 총 13,077개의 가격탄력성 추정치는 $-8.585 \sim -7.402 \times 10^{-6}$ 범위에 넓게 분포하여 영화는 개별 상품에 대한 소비자 선호가 아주 다채로운 상품에 해당함을 확인할 수 있었다. 추정치의 표본 평균값은 -0.890 , 표본 중위값은 -0.610 으로서 한국을 대상으로 한 거시적 연구가 보고한 추정치보다는 더 탄력적이지만 국외를 대상으로 한 미시 및 거시적 연구가 보고한 추정치보다는 더 비탄력적이었다.

JEL분류번호: L82, C25, C26, D12

핵심주제어: 영화 수요, 가격탄력성, 확률계수 로짓모형, 차별재,
영화진흥위원회 KOBIS DB

투고: 2017년 3월 20일; 수정: 2017년 6월 8일; 게재확정: 2017년 6월 16일

* 한양대학교 경제연구소 박사후 연구원; E-mail: egbb99@naver.com

** [교신저자] 한양대학교 경제금융대학 교수

주소: (04763) 서울특별시 성동구 왕십리로 222, 한양대학교 경제금융대학

전화: 02)2220-1035, 팩스: 02)2296-9587(학부 사무실), E-mail: mooncg@gmail.com

I. 서론

영화는 모든 사람이 비교적 적은 비용으로 근접 장소에서 적은 시간을 소요하여 소비할 수 있는 접근성이 높은 대표적인 오락재이다. 본 논문에서는 영화진흥위원회(KOFIC)의 KOBIS통합전산망으로부터 주별 자료를 채취하여 영화의 재화 특성과 영화 간 대체관계의 유연성을 반영하는 수요모형을 추정하고 수요의 가격탄력성을 중점적으로 분석하고자 한다.

이하 서론에서는 영화 수요의 특이성과 선행 연구를 살펴보고, 제II장에서는 차별재에 대한 수요분석에 사용되는 확률계수 로짓모형을 영화 수요함수에 적용하는 과정을 계량경제학적 측면에서 설명하며, 제III장에서는 본 논문에서 사용하는 자료를 소개하고, 수요함수 모형에 포함시킬 변수들을 정의한다. 제IV장에서는 영화 수요함수의 추정 결과를 제시하고 가격탄력성 추정치를 비교·평가한다. 제V장에서는 결론을 제시한다.

1. 영화 수요의 특이성

(1) 영화 수요의 불확실성 versus 예측 가능성

영화는 대표적인 경험재(experience good)로서 관람하기 전에는 그 품질에 대하여 알 수 없다. 영화 품질에 대한 수요자와 공급자 간의 정보 비대칭성으로 인하여 소비자들은 관람 전에 전문가 비평 혹은 주위의 평판 등을 통해 영화에 대한 정보를 취득하고자 노력한다. 이러한 경험재적 속성으로 인하여 소비자들은 영화에 대한 선호를 관람 전에 드러낼 수 없으며, 이에 기인하는 수요의 불확실성에 직면하는 공급자는 어떤 품질의 영화를 공급해야 성공할지 사전에 알기 힘들다. 제작되고 상영되는 수많은 영화들은 흥행 성공을 목표로 하지만, 실제로 성공하는 영화는 극히 일부에 그친다.

1985년 5월 8일부터 1996년 1월 29일까지 미국에서 상영된 300개 영화를 대상으로 De Vany and Walls(1996)가 계산한 요약 통계치를 살펴보면, 흥행 수입을 기준으로 상위 4개 영화가 전체 흥행 수입의 20.5%, 상위 8개 영화가 28.1%를 점했으며, 하위 4개 영화가 0.0036%, 하위 8개 영화가 0.0082%를 점했다(De Vany and Walls, 1996, p. 1503). 영화별 및 배급사별 흥행 수입의

분포로부터 계산한 지니계수는 0.777 및 0.873이며, 상위 20%에 해당하는 영화가 전체 흥행 수입의 80%, 상위 10%에 해당하는 배급사가 전체 흥행 수입의 90%를 차지하였다(De Vany and Walls, 1996, p. 1505). 이와 같은 흥행 수입 분포의 불균등을 바탕으로 De Vany and Walls(1996, 1999, 2004)는 영화 수요의 불확실성을 연구하였다. 이들은 영화 흥행 수입이 무한대의 분산을 가지는 안정분포군(the class of stable distributions)에 속하는 확률변수로 특정화하였으며, 이는 영화 흥행 수입에 대한 예측의 정확도가 0이 된다는 것을 의미한다. 이러한 영화 수요의 불확실성을 이들은 “anything can happen” 또는 “nobody knows anything”으로 표현하였다.

비교를 위하여, 한국 영화시장의 2010년 성과를 <표 1>과 <표 2>에 제시하였다. 2010년 관객 수를 기준으로 최상위 20개 영화에 대한 정보를 <표 1>에 수록하였는데, 개봉한 영화 482개의 4.14%에 해당하는 최상위 20개 영화가 전체 매출액과 관객 수에서 차지하는 비중이 각각 49.65%와 48.41%이다. 2010년 관객 수를 기준으로 최상위 10개 배급사에 대한 정보를 <표 2>에 수록하였는데, 10대 배급사의 관객 수 점유율이 91.1%로서 불균형이 심하다는 것을 확인할 수 있다. 이는 한국 영화시장 역시 미국처럼 영화 수요의 불확실성이 아주 크다는 것을 의미한다.

수요가 불확실하더라도 영화 제작에 소요되는 비용이 적다면 영화 제작사들은 큰 손실을 피할 수 있을 것이지만, 영화산업은 대규모 선불비용(up-front cost)을 필요로 하므로 대부분의 영화 제작사들이 손실을 겪고 있다.¹⁾ <표 3>을 보면, 한국 영화의 평균 수익률은 -8.0%이며, 총 제작비 10억 이상인 한국 영화로 한정하더라도 평균 수익률은 -2.3%로서 손실을 겪고 있다. 손익분기점을 넘어선 영화는 전체의 17.1%에 불과하다. 영화 수요의 불확실성과 영화 제작의 대규모 선불비용으로 인하여 영화산업은 상대적으로 위험한 산업으로 인식되고 있다.

1) Borcharding and Filson(2000, pp. 4-5)은 영화산업의 세 가지 특성으로 공급의 협업구조, 상당한 선불비용의 발생, 수요의 불확실성을 거론하고 있다.

<표 1> 2010년 관객 수 기준 최상위 20개 개봉영화의 매출액 및 관객 수 점유율

순위	영화명	개봉일	매출액 (원)	매출액 점유율(%)	관객 수 (명)	관객 수 점유율(%)
1	아바타	2009-12-17	84,657,811,417	7.25	8,435,381	5.65
2	아저씨	2010-08-04	47,870,792,359	4.10	6,282,774	4.21
3	인셉션	2010-07-21	44,106,546,302	3.77	5,926,948	3.97
4	의형제	2010-02-04	40,800,867,602	3.49	5,507,106	3.69
5	아이언맨 2	2010-04-29	33,161,943,100	2.84	4,498,335	3.01
6	전우치	2009-12-23	26,770,717,436	2.29	3,671,356	2.46
7	이끼	2010-07-14	25,856,306,126	2.21	3,408,144	2.28
8	포화속으로	2010-06-16	24,217,600,897	2.07	3,385,706	2.27
9	하모니	2010-01-28	21,992,266,198	1.88	3,068,544	2.05
10	방자전	2010-06-02	22,853,629,794	1.96	3,035,116	2.03
11	솔트	2010-07-29	21,719,123,025	1.86	2,921,331	1.96
12	부당거래	2010-10-28	21,326,977,937	1.83	2,766,436	1.85
13	시라노; 연애조작단	2010-09-16	20,171,151,599	1.73	2,731,828	1.83
14	타이탄	2010-04-01	22,143,097,429	1.90	2,685,508	1.80
15	드래곤 길들이기	2010-05-20	27,471,926,367	2.35	2,603,857	1.74
16	해리 포터와 죽음의 성물1	2010-12-15	16,752,737,766	1.43	2,364,808	1.58
17	하녀	2010-05-13	17,310,669,976	1.48	2,304,487	1.54
18	나잇&데이	2010-06-24	17,054,262,425	1.46	2,282,191	1.53
19	슈렉 포에버	2010-07-01	23,178,925,617	1.98	2,261,356	1.51
20	이상한 나라의 앨리스	2010-03-04	20,661,000,236	1.77	2,182,365	1.46
최상위 20개 개봉영화 총계			580,078,353,608	49.65	72,323,577	48.41
기타 462개 개봉영화 총계			588,339,799,712	50.35	77,087,779	51.59
전체 개봉영화 총계			1,168,418,153,320	100.00	149,411,356	100.00

(출처) KOBIS통합전산망

<표 2> 2010년 관객 수 기준 최상위 10개 배급사의 매출액 및 관객 수 점유율

순위	배급사	배급영화 편수 (개)	매출액 (원)	매출액 점유율 (%)	관객 수 (명)	관객 수 점유율 (%)
1	CJ엔터테인먼트	44	322,437,144,233	28.04	40,756,543	27.76
2	이십세기폭스코리아	12	141,478,603,267	12.30	15,936,816	10.86
3	롯데쇼핑(주)롯데엔터테인먼트	26	112,864,850,567	9.81	15,628,148	10.65
4	위너브리더스코리아	13	102,136,140,867	8.88	13,491,074	9.19
5	한국소니픽처스릴리징 브에나비스타영화	22	114,142,448,667	9.92	13,480,876	9.18
6	NEW	18	77,072,892,450	6.70	10,613,652	7.23
7	쇼박스주미디어플렉스	10	74,387,260,667	6.47	9,952,700	6.78
8	시너지	15	37,820,024,933	3.29	5,038,040	3.43
9	싸이더스FNH	12	36,577,907,833	3.18	4,947,501	3.37
10	UPI코리아	12	29,124,170,500	2.53	3,669,534	2.50
최상위 10개 배급사 총계		184	1,048,041,443,984	91.13	133,514,884	90.95
기타 배급사 총계		298	102,031,974,467	8.87	13,292,617	9.05
전체 배급사 총계		482	1,150,073,418,451	100.00	146,807,501	100.00

(출처) 『2010년 한국영화산업결산』, 영화진흥위원회 영화정책센터, 2011, p. 17

<표 3> 2010년 한국 개봉영화 투자 수익률

구분		전체 한국영화	총제작비 10억원 이상 한국영화
평균 총제작비 (=A)(억원)	평균 순제작비(억원)	13.2	25.0
	평균 마케팅비(억원)	7.5	15.0
	합계	20.7	40.0
영화관 평균 총매출액(=B)(억원)		37.0	76.2
부금정산 후 평균 총극장매출액(=C)(억원)		16.8	39.1
평균 수익(=D=C-A)(억원)		-3.9	-0.9
평균 수익률(%)		-8.0	-2.3
손익분기점(BEP) 상회 편수(편)		21	19
손익분기점(BEP) 상회 비율(%)		17.1	32.2
수익률 50% 상회 편수(편)		13	11
수익률 50% 상회 비율(%)		10.6	18.6

수익률 100% 상회 편수(편)	6	4
수익률 100% 상회 비율(%)	4.9	6.8

(출처) 『2010년 한국영화산업결산』, 영화진흥위원회 영화정책센터, 2011, p. 39

(참고) 투자 수익률은 한국 개봉영화 중 콘서트공연실황 영화, 조사 응답을 거절한 영화, 수익률 분석이 불가능한 12월 17일 이후에 개봉한 영화 등을 제외한 123편에 대한 수치(『2010년 한국영화산업결산』, 2011, p. 7, 주석 3).

영화 수요의 불확실성에 방점을 둔 De Vany and Walls(1996, 1999, 2004)와 Borchering and Filson(2000)에 대비하여, Orbach and Einav(2007) 등은 영화 수요의 불확실성이 그렇게 큰 것만은 아니며, 흥행 성공도 완전히 확률적은 아니어서 예측 가능성이 있다고 보고 있다. Ravid(1999)에 의하면, 원작과 속편은 상당히 유사한 흥행 성과를 보인다. 1985년과 1999년 사이의 영화들을 분석한 Einav(2007)에 의하면, 생산비용과 흥행 수입 간의 상관계수가 0.5~0.7로서 강한 양의 상관성을 가지며, 영화가 스크린에 개봉한 첫 주 후에는 수요의 불확실성이 많이 사라진다. Orbach and Einav(2007, pp. 134-135, p. 147)에 의거하면, 생산자들이 특정 영화에 대한 수요를 잘 예측할 수 없을지라도 다큐멘터리 또는 이벤트 영화²⁾ 등으로 특성에 따라 대상을 좁혀서 분석하면 예측의 신뢰수준을 높일 수 있다.

(2) 영화 가격의 획일성 및 고정성 versus 다양성

Orbach and Einav(2007, p. 149)는 영화 가격의 획일성(uniform price)으로 인하여 영화 수요의 가격탄력성을 추정하는 것은 불가능하다고 보았다. Orbach and Einav(2007, pp. 145-149)는 영화 가격이 획일적으로 고정되어 있는 이유를 크게 행동 측면, 비용 측면, 시장구조적 측면에서 설명하였다. 행동 측면에서는, 가격 변화를 소비자들이 불공정하다고 인식하며(perceived fairness), 소비자들이 가격을 품질에 대한 신호로 받아들여 낮은 가격 책정이 오히려 수요를 급격히 줄일 수도 있으며(unstable demand), 수요(흥행) 불확실성 하에서 개봉 전에 가격을 다르게 설정하기 힘들다(demand uncertainty). 물론 개봉 후에도 가격 조정은 어렵다. 가격을 낮추면 낮은 품질의 신호로 인식되어 수

²⁾ 이벤트 영화(event movie)는 개봉 자체가 사회적 이슈가 되는 영화를 의미한다. 원작이 큰 흥행을 거둔 후 제작된 속편, 스타들이 대거 출연한 영화, 굉장한 특수효과를 사용한 영화 등이 그 예이다.

요가 도리어 줄어들 수 있고, 가격을 올리면 적대감을 불러일으켜 수요가 줄어들기 때문이다(chilling effect). 비용 측면에서는, 가변가격 책정을 하면 메뉴 비용(menu cost)과 감시 비용(monitoring cost)이 발생하므로 고정가격 책정을 채택한다. 시장구조적 측면에서는, 가격의 획일성과 고정성이 대리인 문제(agency problem)를 회피하기 위한 좋은 방안이다. 영화관은 흥행 수입에다 부대시설로부터 얻는 수입을 포함한 결합 수입을 추구하므로 가변가격을 수용할 유인을 가지는 반면 배급사는 흥행 수입만을 추구하므로 고정가격을 원하는 유인을 가진다. 또한 가변가격 하에서 영화관은 배급사를 속일 유인³⁾이 있으므로, 배급사는 획일적이고 고정된 가격을 원한다.

영화의 기준가격은 획일성과 고정성을 가지고 있지만, 실제 판매가격은 다양성과 변동성을 가지고 있다. 다른 조건이 동일하더라도, 상영시간대, 고객집단, 상영방식, 시기, 영화관, 상영관에 따라 판매가격이 상이하다. (a) 상영시간대별로는 조조할인, 심야할인 등에 의해 가격 차이가 발생하며, (b) 고객집단별로는 소아 할인, 노령자 할인, 특정 통신사 할인, 특정 신용카드 할인 등에 의해 가격 차이가 발생하며, (c) 상영방식별로는 필름, 2D, 3D, 4D, IMAX 등에 의해 가격 차이가 발생하며⁴⁾, (d) 시기별로는 주중, 주말, 물가상승분 반영 등에 의해 가격 차이가 발생하며, (e) 영화관별로는 개별 영화관의 가격책정전략, 특정 영화관에서만 할인되는 통신사카드와 신용카드의 사용에 의해 가격 차이가 발생하며, (f) 상영관별로는 양질의 음향시스템, 넓은 좌석 등으로 차별화된 상영관이 일반 상영관보다 높은 가격을 받으므로 가격 차이가 발생한다.

3) 예를 들면, 고객이 실상은 높은 가격을 지불하였지만 고객이 낮은 가격을 지불한 것으로 속여서 차액을 영화관이 가져갈 수 있다.

4) 상영방식별 가격 차이를 상영관별 가격 차이에 포함된 것으로 볼 수도 있지만, 3D 전용 상영관이 없으므로 상영방식별 가격 차이를 별도로 구분하였다. 3D 영화가 1년에 몇 편 나오지 않기 때문에 다른 상영방식을 허용하지 않는 3D 전용관이 없다.

<표 4> 영화 가격의 시기별, 영화관별, 상영관별 구분

(2015년 5월 현재, 저녁시간대에 2D 상영관에서 일반 성인에게 적용되는 가격)

시기		월 ~ 목요일	금 ~ 일요일	공휴일	
영화관	상영관				
CGV 강남	일반관	9,000	10,000	×	
	특별관	VEATBOX	10,000	10,000	×
		SWEETBOX	12,000	15,000	×
CGV 제주	일반관	9,000	9,000	×	
	특별관	PREMIUM	18,000	18,000	×
대한극장		8,000	9,000	9,000	
대전아트시네마		7,000	7,000	×	

(출처) 각 영화관 사이트, (단위) 원

영화 가격 다양성의 실례(2015년 5월 현재, 4개 영화관을 대상)를 <표 4>에 제시하였다. 이 표에서는 저녁시간대 2D 상영관에서 일반 성인에게 적용되는 시기별, 영화관별, 상영관별 가격만을 수록하고 있으므로, 가격 다양성의 요인 중에서 상영시간대별, 상영방식별, 고객집단별 다양성을 통제한 상황 하에서 시기별, 영화관별, 상영관별 가격 차이만을 확인할 수 있다. 시기별로 보면(영화관 및 상영관을 고정), 대한극장의 경우 월~목요일(비공휴일)의 가격은 8,000원이지만, 금~일요일과 공휴일의 가격은 9,000원으로 상이하다. 영화관별로 보면(시기 및 상영관을 고정), 금~일요일 일반관의 경우 CGV 강남은 10,000원이지만, CGV 제주는 9,000원으로 상이하다. 상영관별로 보면(시기 및 영화관을 고정), 월~목요일 CGV 강남의 경우 VEATBOX 상영관은 10,000원이지만, SWEETBOX 상영관은 12,000원으로 상이하다.

(3) 영화 수요의 가격탄력성 분석의 필요성

수요(총행) 불확실성이 높은 영화산업에서 영화 수요에 대한 실증분석 결과는 영화 공급자의 의사결정에 매우 중요한 시장 정보이다.

영화 수요의 불확실성을 탈피하여 예측 가능성에 중점을 두고 영화 수요의 결정요인을 분석한 선행 연구의 대부분이 가격의 확일성과 고정성을 염두에 두

고서 가격을 분석에서 배제하였지만, 최근에는 가격 다양성을 반영하여 영화별 미시단위의 가격탄력성을 분석하는 연구들이 발표되고 있다.⁵⁾

본 논문에서는 영화별 미시단위를 넘어서서 영화별, 상영 시기(2010년 52개 주)별, 상영 지역(16개 광역시도)별로 더욱 세분화된 미시단위의 자료를 대상으로 BLP유형의 확률계수 로짓모형(RC logit model)을 사용하여 영화 수요의 결정요인을 분석하고자 한다. 본 논문에서는 더욱 세분화된 미시단위별(영화별 × 상영시기별 × 상영지역별)로 수입을 관객 수로 나누어서 정의한 유효가격을 가격으로 삼는다. 유효가격은 다양한 할인을 반영한 가격이기 때문에 풍부한 가격 다양성을 지니고 있다. 가격을 수요의 결정요인으로 명시적으로 고려하여 수요함수를 추정한 후, 세분화된 미시단위별로 자기가격탄력성을 추정한다. 지금까지 우리나라 영화산업을 대상으로 영화별 가격탄력성을 분석하거나 본 논문에서와 같이 세분화된 미시단위별 가격탄력성을 분석한 연구는 없다.

더욱 세분화된 미시단위별 수요분석의 유용성은 개별 상품(영화별 × 상영시기별 × 상영지역별) 단위의 수요 결정요인 정보와 가격탄력성 정보를 경영 의사결정에 활용할 수 있다는 점이다. 어떤 특성의 영화를 제작·공급하고, 특정 영화를 언제, 어느 지역에 상영하는 것이 경영성과에 도움이 되는지를 제작자, 배급사, 영화관이 판단하는 데 활용할 수 있다.

2. 선행연구

(1) 영화 수요의 결정요인에 관한 미시적 연구

영화 수요의 결정요인에 관한 미시적 연구들은 주로 비평, 스타, 수상, 등급, 장르, 속편 여부 등을 고려하였다.

비평을 결정요인으로 고려한 대표적인 연구로는 Eliashberg and Shugan(1997), Basuroy et al.(2003), Reinstein and Snyder(2005), Gemser et al.(2007), Basuroy et al.(2014)을 들 수 있다. Eliashberg and Shugan(1997)은 전문가 비평이 첫 4주 동안의 흥행 수입에 영향을 미치지 않는다는 결과를 보고하였다. 반면, Basuroy et al.(2003)은 전문가 비평이 8주 동안의 흥행 수

⁵⁾ Davis(2006), McKenzie and De Roos(2009), Wozniak(2012), Fernandez-Blanco et al.(2013) 등이 대표적이다.

입에 영향을 미친다는 결과(긍정적인 비평은 흥행 수입을 증가, 부정적인 비평은 흥행 수입을 감소)를 보고하였으며, 개봉 첫 주 동안은 부정적 비평에 의한 흥행 수입 감소폭이 긍정적 비평에 의한 흥행 수입 증가폭 보다 크다는 결과를 얻었다. Reinstein and Snyder(2005)는 긍정적 비평과 높은 수요의 상관성에 기인하는 내생성 문제를 해결하기 위하여 DiD(difference-in-differences)기법을 사용하였고, 긍정적인 전문가 비평은 흥행 수입에 양의 영향을 미치지만, 그 영향의 크기는 영화의 종류에 따라 상이한 것으로 나타났다. 특히 드라마 장르의 영화와 국소 개봉(narrow release)한 영화에 가장 큰 영향을 미친다는 결과를 얻었다. Gemser et al.(2007)은 예술영화(art house movies)와 상업영화(mainstream movies)로 분리하여 분석하였으며, 긍정적인 전문가 비평은 예술영화에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. Basuroy et al.(2014)은 전문가 비평뿐만 아니라 인터넷의 발달로 등장한 관람객 비평(user review)을 추가로 고려하였는데, 긍정적인 전문가 비평과 관람객 비평은 각각 흥행 수입에 유의한 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

스타가 흥행 수입과 수익률에 미치는 영향과 관련하여, Ravid(1999)는 2가지 가설을 분석하였다. 흥행 수입을 종속변수로 설정한 모형을 추정한 후 “스타는 흥행 수입을 증가시킨다”라는 첫 번째 가설을 검정한 결과, 스타는 흥행 수입에 미치는 영향이 없다는 결론을 얻었다. 투자 수익률을 종속변수로 설정한 모형을 추정한 후 “스타는 자기에게 투자된 비용만큼만 흥행 수입을 증가시킨다”(소위 rent-capture 가설)라는 두 번째 가설을 검정한 결과, rent-capture 가설을 채택하였다. 위의 2개 가설을 Elberse(2007)가 검정한 결과, 스타는 흥행 수입에 양의 영향을 미치지만, 그들에게 투자된 비용 이상의 가치를 창출한다는 증거는 없다는 결론을 얻었다. Karniouchina(2010)의 분석에서는, 스타들은 항상 화제의 중심에 있기 때문에 개봉 첫 주에는 흥행 수입에 양의 영향을 미치지만, 그 이후에는 음의 영향을 미치며, 전체 기간으로 보면 양의 영향을 미친다는 결론을 얻었다.

등급과 관련하여, Ravid(1999), Simonoff and Sparrow(2000), Fee(2002) 등의 결과를 보면, R등급(restricted)보다는 G등급(general audience)의 영화가 흥행 수입에 미치는 영향이 더 컸다. 이윤극대화를 추구하는 제작사들은 R등급의 영화보다 G등급의 영화를 더 많이 만들어야 합리적인데, 실제로는 오히려 R등급의 영화를 더 많이 만들고 있는 현황에 대하여 Ravid and Basuroy

(2004)는 의문을 표하였다. 장르와 관련하여, R등급 영화를 sex 성향과 violence 성향으로 세분화하여 분석한 Ravid and Basuroy(2004)의 결과를 보면, violence 성향의 영화는 평균적인 영화들에 비해 더 많은 수입을 창출하지만, family 성향의 영화가 훨씬 더 큰 성과를 달성하는 것으로 나타났다.

속편 영화는 원작 영화의 흥행 성공을 기반으로 어느 정도 흥행을 보장받기 때문에 수요의 불확실성을 대폭 완화시킨다. 즉, 일반적으로 영화는 고위험/저수익 상품으로 분류되지만 속편 영화는 저위험/고수익 상품으로 볼 수 있다. 이러한 맥락을 반영하여 속편 영화의 제작에서는 위험 분산을 할 수 있는 공동투자(co-finance) 형태의 투자 방식은 드물다는 점을 Palia et al.(2008)은 지적하였다. Ravid(1999)의 실증분석 결과를 보면, 속편 영화는 흥행 수입에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. Moon et al.(2010)의 결과를 보면, 속편 영화는 개봉 후 2주 동안에만 흥행에 양의 영향을 미치지만 원작에 비해 낮은 평가를 받는 것으로 나타났다. 즉, 개봉 초기에는 원작의 흥행 성공에 기인하는 기대를 가지고 있는 소비자들이 속편 영화를 많이 관람하지만, 그 이후에는 빨리 질린다는 것을 의미한다. 속편은 원작의 흥행에 기반하여 제작되므로 속편 제작은 상대적으로 안전한 투자이기는 하지만, 지속적인 속편 제작은 도리어 위험한 투자로 전환될 수 있음을 의미한다.

(2) 영화 수요의 가격탄력성에 관한 연구

영화 수요의 가격탄력성에 관한 연구들을 거시 자료를 분석한 연구와 미시 자료를 분석한 연구로 대별할 수 있다. 주요 연구들을 <표 5>에 정리하였다.

거시 자료(영화산업 전체를 대상으로 하는 연도별 자료)를 분석한 연구로는, 스페인을 대상으로 한 Fernandez-Blanco et al.(1997), 독일을 대상으로 한 Dewenter et al.(2005), 한국을 대상으로 한 김상호(2007) 등을 들 수 있다. Fernandez-Blanco et al.(1997)은 1968년~1992년 기간의 연도별 자료를 벡터오차수정모형(VECM)으로 분석하였으며, 영화 수요의 가격탄력성 추정치가 -3.51로 계산되었다. Dewenter et al.(2005)은 1950년~2002년 기간의 연도별 자료를 벡터오차수정모형, 단일방정식모형(OLS, 2SLS), 연립방정식모형(2SLS, SURE)으로 분석하였으며, 가격탄력성 추정치가 -3.42에서 -1.07사이로 계산되었다. 외국의 거시 자료를 분석한 연구에서는 전반적으로 가격탄력성이 탄력적

으로 나타났다. 반면, 한국을 대상으로 한 김상호(2007)의 분석에서는 가격탄력성이 -0.39 에서 -0.29 로서 아주 비탄력적으로 나타났다.

거시 자료를 분석한 연구에 비하여 미시 자료(영화별 자료)를 분석한 연구는 극히 적다. 그 이유는 가격 다양성을 수반하는 미시 자료를 취득하기 어렵기 때문이다. 하지만 최근에는 가격의 획일성이 많이 완화되어 명시적으로 가격을 수요의 결정요인으로 포함하는 미시적 연구(개별 영화를 대상으로 하는 연도별 자료를 분석하는 연구)가 등장하고 있다. Fernandez-Blanco et al.(2013)은 가격 다양성을 확보하기 위하여 평균가격(수입/관객 수)을 사용하는 경우에 발생하는 내생성⁶⁾을 해결하고자 영화별 \times 연도별 자료에 가격의 도구변수를 사용하여 모형을 추정하였으며, 가격탄력성 추정치를 -1.07 로 보고하였다. McKenzie and De Roos(2009)는 호주 시드니에 소재하고 있는 영화관 중 50개 영화관이 2007년 1월 1일부터 2007년 12월 31일까지 상영한 377개 영화들을 대상으로 일별 판매액 자료와 영화관의 고시가격을 사용하여 영화별 \times 영화관별 \times 일별 점유율을 계산하여 BLP 유형의 확률계수 로짓모형을 추정하였다.⁷⁾ 2007년 1월 1일을 기준으로 3개 영화관의 5개 영화에 대한 자기 및 교차 가격탄력성 추정치만을 제시하고 있는데, 자기 가격탄력성 추정치는 -2.73 에서 -1.72 로서 탄력적으로 나타났다.

6) 평균가격을 설명변수로 사용할 때 발생하는 내생성은 가격과 수량이 동시에 결정되면서 발생하는 내생성과는 다른 성격이다(Fernandez-Blanco et al., 2013, p. 1479). 영화산업에서의 평균가격의 내생성은 영화관 간 가격의 차이에서 발생한다(Fernandez-Blanco et al., 2013, p. 1483).

7) 영화 수요분석에 BLP 유형의 확률계수 로짓모형을 적용한 연구로는 McKenzie and De Roos(2009) 외에도 Davis(2006)과 Wozniak(2012)이 있다. Davis(2006)와 Wozniak(2012)은 가격탄력성에는 관심이 없었으며, 분석 표본이 제한적이고 또 변수 설정에 문제의 소지가 있다. Davis(2006)는 특정 1주일 동안(1996년 6월 21일~27일) 미국 36개 도시에 소재하는 607개 영화관을 대상으로 총3,121개 영화별 \times 영화관별 횡단면자료를 구축하여 분석하였으며, 영화별 \times 영화관별 매출액을 영화관이 고시한 성인 가격(posted price for adult)으로 나누어 성인기준 관람객 수를 계산한 후 이를 사용하여 점유율을 계산하였다. Davis(2006)의 주관심은 영화관간 경쟁(영화관간 수요 대체와 영화관의 가격인하 유인)이었다. Wozniak(2012)은 2010년 1월부터 2011년 1월까지 미국의 5개 영화관을 대상으로 총701개 영화별 \times 영화관별 \times 주별 자료를 분석 표본으로 삼았으며, 모형에 고려한 영화 특성변수와 인구 특성변수는 극히 제한적이었다. Wozniak(2012)의 주관심은 최소 상영기간 지정 등 배급사가 영화관에 부가하는 수직적 제약이 후생에 미치는 효과이었다. 한국의 영화산업을 대상으로 BLP 유형의 확률계수 로짓모형을 적용한 것은 본 연구가 처음이다. 그리고, 전국에서 상영된 모든 영화를 대상으로 공식적으로 수집된 영화 특성, 매출액, 관람객 정보를 사용하였다는 점에서 국내외 선행 연구와 차별된다.

<표 5> 영화수요의 가격탄력성을 분석한 대표적인 선행 연구

대분류	저자	분석 자료	가격 변수	수요량 변수	모형	탄력성
거시	Fernandez-Blanco et al.(1997)	스페인 연도별 (1968년 ~1992년)	실질 평균가격 + 실질 평균교통비	관람객 수 ÷ 인구	VECM	-3.51
	Dewenter et al.(2005)	독일 연도별 (1950년 ~2002년)	실질 평균가격	관람객 수 ÷ 인구	VECM	-2.25
					단일방정식모형 (OLS, 2SLS)	-3.42 ~ -1.07
					연립방정식모형 (2SLS, SURE)	-2.76 ~ -2.40
	김상호(2007)	한국 연도별 (1963년 ~2004년)	실질 평균가격	관람객 수 ÷ 인구	단일방정식모형 (OLS, 2SLS)	-0.39
연립방정식모형 (2SLS, SURE, 3SLS, GMM)					-0.29 ~ -0.28	
미시	Fernandez-Blanco et al.(2013)	스페인 영화별 × 연도별	평균가격	ln (관람객 수)	OLS, 2SLS	-1.07
	McKenzie and De Roos(2009)	호주(시드니에 소재한 50개 영화관) 영화별 × 영화관별 × 일별	고시가격	판매액과 고시가격 으로부터 계산한 점유율	BLP 유형의 RC-logit모형 (GMM)	-2.73 ~ -1.72

II. 확률계수 로짓모형에 기반한 영화 수요분석

1. 확률계수 로짓모형의 유용성

차별화된 상품(차별재)의 수요함수 분석에는 확률적 효용함수에 기초한 이산 선택모형(discrete choice model)을 일반적으로 사용한다. 기본 모형인 다항 로짓모형(MNL)은 오차항의 IID 가정으로 인하여 IIA 특성을 지니게 되어, 상품 간에 비현실적인 대체형태만을 허용하는 문제가 있다. 또한 연구자가 관측할 수 없는 상품 특성과 연구자가 관측할 수 있는 상품 특성(대표적으로 가격) 간에 존재할 수 있는 상관성을 반영할 수 없어 내생성 문제를 해결할 수 없다. Berry(1994)와 Berry, Levinsohn and Pakes(1995)(이하 BLP로 칭함)는 대체형태에 대한 비현실적인 제약과 내생성을 동시에 해결하기 위하여 IIA 특성을 부가하지 않는 확률계수 로짓모형(이하 RC logit 모형으로 칭함)을 구축하였으며, 내생성을 해결할 수 있는 새로운 추정기법을 제시하였다. 새로운 추정기법에서는, contraction mapping을 사용하여 내생성을 가지는 변수의 모수를 분리한 후 도구변수 선형추정기법을 적용한다(Train, 2003, pp. 49-51; Nevo, 2000, p. 3). BLP 유형의 RC logit 모형은 차별화된 상품의 수요 분석에 널리 활용되고 있다.⁸⁾ 본 논문에서는 개별 영화를 하나의 차별화된 상품으로 보고, RC logit 모형에 기반하여 영화 수요를 분석한다.

2. 간접 효용함수와 구조 모수

모형의 주요 모수에 대한 표식과 용어를 통일하기 위하여, 기존 문헌에 등장하는 주요 수식을 아래에 정리하여 제시하고자 한다. 먼저, 간접 효용함수와 구조 모수는 다음과 같이 설정된다. 시장 t 에서 소비자 i 가 상품 j 의 소비로 얻는 효용을 다음과 같이 간접효용함수로 표현할 수 있다.

$$u_{i,j,t} = x_{j,t}'\beta_i + \xi_{j,t} + \epsilon_{i,j,t}, \quad i = 1, \dots, I, \quad j = 1, \dots, J, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

⁸⁾ 케이블TV를 분석한 Crawford(2000)와 Goolsbee and Petrin(2004), 시리얼을 분석한 Nevo(2001), 미니밴을 분석한 Petrin(2002) 등이 대표적이다.

위 식에서 $x_{j,t}$ 는 연구자가 관측할 수 있는 상품 j 의 특성벡터(가격변수를 포함)이고, $\xi_{j,t}$ 는 연구자가 관측할 수 없는 상품 특성벡터이다. 개인은 총 J 개의 상품 중 한 개를 소비 혹은 전혀 소비를 하지 않는 선택⁹⁾을 할 수 있다고 가정한다. $\epsilon_{i,j,t}$ 는 효용에 개인별 이질성(heterogeneity)을 발생시키는 오차항이다. 오차항과는 별도로 개인별 이질성을 발생시키는 또 다른 요인은 확률계수인 β_i 인데, 이는 다음과 같이 구성된다.

$$\beta_i = \beta + \Pi D_i + \Sigma v_i, \quad D_i \sim P_D(D), \quad v_i \sim P_v(v) \quad (2)$$

위 식에서 D_i 는 연구자가 관측할 수 있는 개인 특성벡터, v_i 는 연구자가 관측할 수 없는 개인 특성벡터로서 각각 $P_D(D)$ 와 $P_v(v)$ 의 분포를 따른다. 결국 확률계수 β_i 는 모든 개인들에게 공통되는 부분인 β 를 중심으로 관측 및 비관측 개인별 특성에 따라 달라지게 된다. 식(1)과 (2)를 결합하면 다음 식이 도출된다.

$$\begin{aligned} u_{i,j,t} &= x_{j,t}'\beta_i + \xi_{j,t} + \epsilon_{i,j,t} = x_{j,t}'(\beta + \Pi D_i + \Sigma v_i) + \xi_{j,t} + \epsilon_{i,j,t} \\ &= (x_{j,t}'\beta + \xi_{j,t}) + x_{j,t}'(\Pi D_i + \Sigma v_i) + \epsilon_{i,j,t} \\ &\equiv \delta_{j,t} + \mu_{i,j,t} + \epsilon_{i,j,t} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\text{단, } \delta_{j,t} \equiv x_{j,t}'\beta + \xi_{j,t}; \quad \mu_{i,j,t} \equiv x_{j,t}'(\Pi D_i + \Sigma v_i).$$

위 식에서 $\delta_{j,t}$ 는 (j,t 가 주어진 경우) 개인에 따라 상이하지 않은 효용 부분이며, $\mu_{i,j,t} + \epsilon_{i,j,t}$ 는 (j,t 가 주어진 경우) 개인에 따라 상이한, 즉 개인별 이질성(individual heterogeneity)에 따라 차이가 발생하는 효용 부분이다. (β, Π, Σ) 은 모형의 구조모수이며, 구조모수의 추정 시에는 이를 선형 모수백

⁹⁾ 전혀 소비를 하지 않는 선택을 기타 재화(outside good)를 선택한다고 표현한다. 만약 기타 재화($j=0$ 에 해당)가 없다면 소비자는 무조건 한 개의 재화를 사도록 강요되며, 수요는 오직 '가격의 차이'에 의해서만 결정된다. 따라서, '(가격의 차이를 발생시키지 않는) 전반적인 가격 상승'이 발생할 경우 수요의 변화는 없게 된다. 이런 상황은 불합리하므로 모형에서는 기타 재화를 도입한다. 나아가서, 모형의 식별을 위하여 $u_{i,0,t} = \epsilon_{i,0,t}$ 으로 가정한다.

터인 $\theta_1 \equiv \beta$, 비선형 모수벡터인 $\theta_2 \equiv (\Pi, \Sigma)$ 로 구분하여 취급한다(Nevo, 2000, pp. 516-520).¹⁰⁾

3. 개별 시장에서의 상품별 시장점유율과 가격탄력성

소비자가 합리적이어서 자신에게 가장 높은 효용을 가져다주는 상품을 선택한다면, 상품 j 를 선택하게 만드는 개인특성 변수들(D_i, v_i, ϵ)의 집합은 다음과 같다.

$$A_{j,t}(x, p_{.,t}, \delta_{.,t}; \theta_2) \equiv \{(D_i, v_i, \epsilon_{j,t}) \mid u_{i,j,t} \geq u_{i,l,t}\}, \forall l = 1, \dots, J \quad (4)$$

아래와 같이 $A_{j,t}$ 집합에 속한 개인들을 적분하면 시장 t 에서 상품 j 의 점유율($s_{j,t}$)이 얻어진다.

$$\begin{aligned} s_{j,t}(x, p_{.,t}, \delta_{.,t}; \theta_2) &= \int_{(D, v, \epsilon) \in A_{jt}} dP(D, v, \epsilon) \\ &= \int_{(D, v, \epsilon) \in A_{jt}} dP_\epsilon(\epsilon) dP_v(v) dP_D(D) \\ &= \int_{(D, v) \in A_{jt}} \frac{\exp(\delta_{j,t} + \mu_{i,j,t})}{\sum_{m=0}^J \exp(\delta_{m,t} + \mu_{i,m,t})} dP_v(v) dP_D(D) \\ &= \int_{(D, v) \in A_{jt}} \frac{\exp(\delta_{j,t} + \mu_{i,j,t})}{1 + \sum_{m=1}^J \exp(\delta_{m,t} + \mu_{i,m,t})} dP_v(v) dP_D(D) \end{aligned} \quad (5)$$

위 식에서, (D, v, ϵ) 은 서로 독립이라는 가정 하에 Bayes' rule을 적용하면 두 번째 등식이 성립하고, ϵ 에 IID 극한값 분포를 가정하면 세 번째 등식이 성

10) 선형 모수벡터와 비선형 모수벡터로 구분하는 이유는, 모수 추정 시 각각 선형 추정기법과 비선형 추정기법으로 추정되기 때문이다.

립한다.

시장점유율($s_{j,t}$)의 자기 가격탄력성 및 교차 가격탄력성은 아래와 같다 (Nevo, 2000, pp. 521-525).

$$\eta_{j,k,t} \equiv \frac{\partial s_{j,t}}{\partial p_{k,t}} \frac{p_{k,t}}{s_{j,t}} = \begin{cases} -\frac{p_{k,t}}{s_{j,t}} \int_{(D,v) \in A_{j,t}} \beta_{p,i} s_{i,j,t} (1 - s_{i,j,t}) dP_D(D) dP_v(v) & \text{for } j = k \\ \frac{p_{k,t}}{s_{j,t}} \int_{(D,v) \in A_{j,t}} \beta_{p,i} s_{i,j,t} s_{i,j,t} dP_D(D) dP_v(v) & \text{for } j \neq k \end{cases} \quad (6)$$

위 식에서 $\beta_{p,i}$ 는 가격변수에 대한 확률계수이며,

$$s_{i,j,t} \equiv \frac{\exp(\delta_{j,t} + \mu_{i,j,t})}{1 + \sum_{m=1}^J \exp(\delta_{m,t} + \mu_{i,m,t})} \text{이다.}$$

4. 개별 시장에서의 상품별 시장점유율 자료를 사용한 확률계수 로짓 모형의 추정

개별 시장에서의 상품별 시장점유율인 식(5)를 추정하기 위하여 Berry, Levinsohn and Pakes(1995)는 contract mapping를 이용하여 내생성을 가지는 가격변수의 모수를 비롯한 일부 모수를 분리하여 선형 추정기법(도구변수 추정법)을 적용하고, 나머지 모수에는 비선형 추정기법을 적용하는 방법을 제시하였다. 구체적인 절차는 다음과 같다.

[제1단계] δ 와 $\theta_2 \equiv (\Pi, \Sigma)$ 의 초기값을 설정하고, 제2단계의 시뮬레이션을 위하여 $P_D(D)$ 와 $P_v(v)$ 의 분포로부터 적절한 개수(ns)의 (D_i, v_i) 값을 무작위 추출(random draw)한다.

[제2단계] 적분 연산이 포함되어 있는 개별 시장에서의 상품별 시장점유율인 식(5)를 시뮬레이션 기법을 사용하여 아래 식(7)로 근사한다. 제1단계에서 설정

한 초기값과 무작위 추출 표본값을 식(7)에 대입하면 시장점유율 예측값이 계산된다.

$$\begin{aligned} \hat{s}_{j,t}(x, p_{.,t}, \delta_{.,t}; \theta_2) &\equiv \frac{1}{n_s} \sum_{i=1}^{n_s} s_{i,j,t} \\ &= \frac{1}{n_s} \sum_{i=1}^{n_s} \frac{\exp(\delta_{j,t} + \mu_{i,j,t})}{1 + \sum_{m=1}^J \exp(\delta_{m,t} + \mu_{i,m,t})} \end{aligned} \quad (7)$$

[제3단계] 제2단계에서 계산한 시장점유율 예측치(\hat{s})과 실제 점유율(S) 간에는 아래 식(8)의 관계가 성립하므로¹¹⁾, 이 둘을 일치시키는 δ 를 반복과정을 통하여 구할 수 있다.(단, h 는 반복과정의 순번임.)

$$\delta_{.,t}^{h+1} = \delta_{.,t}^h + \ln(S_{.,t}) - \ln(\hat{s}_{.,t}) \quad (8)$$

[제4단계] 주어진 $\delta_{j,t}$ 와 $x_{j,t}$ 값을 사용하여 선형관계식($\delta_{j,t} \equiv x_{j,t} \beta + \xi_{j,t}$)의 $\theta_1 \equiv \beta$ 를 추정한다. 이 추정 과정에서는 $x_{j,t}$ 벡터에 속하는 가격변수에 대한 도구변수(Z)를 활용한다. 또한, 이 과정을 통하여 $\xi_{j,t}$ 의 예측값도 구한다.

[제5단계] GMM 목적식을 $\xi' Z W Z' \xi$ 로 설정한다. 이 목적식은 제1단계에서 초기값으로 설정했던 $\theta_2 \equiv (\Pi, \Sigma)$ 의 비선형함수이므로 GMM기법을 적용하여 GMM목적식을 최소화시키는 $\hat{\theta}_2$ 를 구한다. $\hat{\theta}_2$ 를 제1단계의 새로운 초기값으로 투입하여 제1단계부터 제5단계를 반복한다(Nevo, 2000, pp. 530-533).

¹¹⁾ Berry, Levinsoh and Pakes(1995)는 contraction mapping을 이용하여 식(8)이 수렴함을 증명하였다.

III. 분석 자료에 대한 소개와 변수의 설정

영화진흥위원회가 관리하는 KOBIS 통합전산망(이하 KOBIS)은 우리나라에서 상영되는 모든 영화에 관한 행정 정보(등급 분류 등)와 시장 정보(관객 수, 매출액 등)를 수록하고 있다. 본 논문에서는, KOBIS 데이터베이스로부터 관객 수와 매출액에 관한 통계를 개별 개봉영화, 상영 주(week), 광역 시도 단위로 채취하여 근간 자료로 삼았다.

본 장의 이하에서는, 차별재에 대한 수요를 모형화하는 확률계수 로짓모형의 구조 하에서 모형에 투입되는 자료와 변수 설정에 대하여 설명한다.

1. 시장과 상품의 정의

시장(t)은 2010년 1월 4일부터 2011년 1월 2일까지의 52개 주¹²⁾별, 16개 광역시도¹³⁾별로 총 $52 \times 16 = 832$ 개로 설정하였다. 시장별로 소비자가 선택하는 상품인 영화(j)의 수는 상이하다. 분석기간 전체에 걸쳐 총 165개의 영화를 분석에 포함시켰으며, 이 영화들이 2010년 총 관객 수의 95.98%를 점하였다.¹⁴⁾

-
- 12) 여가 소비의 한 형태인 영화에 대한 수요는 1년을 주기로 반복되는 계절성(봄, 여름, 가을, 겨울뿐만 아니라 법정 공휴일, 휴가가 집중되는 시기, 방학 등)에 상당한 영향을 받을 가능성이 높아 1년을 분석 기간으로 정하였다. 1년을 2010년으로 특정화한 이유는, 확률계수 로짓모형에 필요한 개인 특성변수를 노동패널(KLIPS)에서 추출하였는데, 본 연구의 분석자료 수집 시점에서 13차 노동패널이 최신이었으며 13차 노동패널에 수록된 수치 자료의 기준시점인 2010년에 맞추어 영화 자료를 연결해야 하였다.
- 13) 서울특별시, 부산광역시, 대구광역시, 인천광역시, 광주광역시, 대전광역시, 울산광역시, 경기도, 강원도, 충청남도, 충청북도, 경상남도, 경상북도, 전라남도, 전라북도, 제주특별자치도의 16개 광역자치단체를 의미한다. 세종특별자치시는 2010년에 설치되지 않았다.
- 14) 개봉영화는 ‘개봉일 명시, 등급분류 등의 일정 요건을 갖추고 상영하는 영화’를 의미하는 반면에, 상영영화는 ‘개봉영화 이외에도 영화제, 기획전, 회고전 등의 명목으로 영화관에서 상영한 모든 영화’를 의미한다. KOBIS 통합전산망에 등재된 상영영화 중에서 다음 4개 조건에 해당하는 영화를 제외한 총 165개의 영화를 분석에 적합한 영화로 선별하였다.
- (a) 개봉일 정보가 없는 영화
 - (b) 등급분류 안된 영화
 - (c) 상영기간(elapsed time)변수 값이 0 이하인 시사회 성격의 영화
 - (d) 2010년 관객 수 점유율 (= ‘해당영화 관객 수’ / ‘전체영화 관객 총수’) 값이 0.05 미만인 영화

2. 변수의 설정과 요약통계치

모형 추정에 필요한 $S_{j,t}$, $x_{j,t}$, D_i , v_i 와 가격에 대한 도구변수인 Z 의 설정과 출처를 <표 6>에 정리하였다.

<표 6> 주요 변수의 설정 및 출처

구분	변수 (단위)	정의	출처	
시장점유율 ($S_{j,t}$)	$S_{j,t}$	(영화별, 지역별, 주별) 시장점유율 = '(영화별, 지역별, 주별) 관객 수' ÷ '(지역별) 잠재 관객 수'	KOBIS, 주민등록인 구통계	
상품 특성 변수 ($x_{j,t}$)	가격	price(원) (영화별, 지역별, 주별) 유효가격 = '(영화별, 지역별, 주별) 매출액' ÷ '(주별, 지역별, 영화별) 관객 수' → 자연로그를 취하여 사용	KOBIS	
	상영 기간	elapsed_time (주) (영화별, 지역별, 주별) 상영기간 = '상영 주' - '개봉 주' + 1		
	누적 관객수	past_ac _viewer(명) (영화별, 지역별, 주별) 과거 누적 관객 수		
	평점	netizen_over8		(영화별) 네이버 네티즌 평점 8점 이상 = 1, 기타 = 0
		critic_over8		(영화별) 네이버 전문가 평점 8점 이상 = 1, 기타 = 0
	스타	star_actor		스타배우 영화 = 1, 기타 = 0
		star_director		스타감독 영화 = 1, 기타 = 0
	속편	sequel		속편 영화 = 1, 기타 = 0
	국적	Korea		한국 제작 영화 = 1, 기타 = 0
	수직 결합	CJ_Lotte_ Showbox		CJ, Lotte, Showbox가 배급한 영화 = 1, 기타 = 0
	상영 타입	3D		3D, 4D, IMAX로 한번이라도 상영한 영화 = 1, 기타 = 0
	등급	grade_ limited_teen		제한상영가, 청소년 관람불가 = 1, 기타(전체 관람가, 12세 이상 관람가, 15세 이 상 관람가) = 0
	장르	action		액션 장르 = 1, 기타 = 0
war		전쟁 장르 = 1, 기타 = 0		
criminal		범죄 장르 = 1, 기타 = 0		

		thriller	스릴러 장르 = 1, 기타 = 0	장르 관련 더미변수를 설정. (참고) 특정 영화가 여러 장르에 속할 수 있음.	
		mystery	미스터리 장르 = 1, 기타 = 0		
		horror	호러 장르 = 1, 기타 = 0		
		adventure	어드벤처 장르 = 1, 기타 = 0		
		fantasy	판타지 장르 = 1, 기타 = 0		
		SF	SF 장르 = 1, 기타 = 0		
		melo_romance	멜로·로맨스 장르 = 1, 기타 = 0		
		comedy	코미디 장르 = 1, 기타 = 0		
		family	가족 장르 = 1, 기타 = 0		
		drama	드라마 장르 = 1, 기타 = 0		
		animation	애니메이션 장르 = 1, 기타 = 0		
		documentary	다큐멘터리 장르 = 1, 기타 = 0		
		historical	역사물 장르 = 1, 기타 = 0		
		Western	서부 영화 장르 = 1, 기타 = 0		
		musical	뮤지컬 장르 = 1, 기타 = 0		
기타	지역 더미	해당 지역 = 1, 기타 = 0 (16개 지역 중 제주도는 준거더미로 제외)			
	영화 더미	해당 영화 = 1, 기타 = 0			
관측되는 개인 특성변수 (D_i)	gender	남성 = 1, 기타 = 0		13차 노동패널 (KLIPS)	
	age(세)	(만)나이			
	teen	(만)나이가 20세 미만 = 1, 기타 = 0			
	senior	(만)나이가 65세 이상 = 1, 기타 = 0			
	hhinc_percap(만원)	직전 연도 '가구원 일인당 가구 종합소득' → 자연로그를 취하여 사용			
비관측 개인 특성변수 (v_i)	v_i	표준정규분포에서 무작위 추출			
가격에 대한 도구변수 (Z)	IV1(원)	같은 주 '다른 지역'의 영화 유효가격의 평균 → 자연로그를 취하여 사용		KOBIS	
	IV2	지역별 20~30대 여성의 비중		주민등록인구통계	

시장점유율($S_{j,t}$)을 정의하는데 필요한 잠재 관객 수(즉, 주별·지역별 영화 관람 잠재 횟수)를 다음과 같이 정하였다. 개별 소비자는 한 달에 1회의 영화 관람 가능성이 있다는 가정 하에 '(1인당) 월별 영화관람 잠재 횟수'를 1로 설정하면, '(1인당) 주별 영화관람 잠재 횟수'는 0.25가 된다. 따라서 주별·지역별 잠재 관객 수 또는 영화관람 잠재 횟수는 ' $0.25 \times$ 지역별 (만5세 이상) 인구 수¹⁵⁾'가 된다. 지역별 (만5세 이상) 인구 수는 주민등록인구통계를 활용하였다.

가격은 시장(지역 \times 주)별·영화별 매출액을 시장별·영화별 관객 수로 나눈 유효가격으로 정의하였다.

네이버 평점은 실시간으로 네이버 사용자들이 부여하는 평점들이 누적되어 산출된다. 하지만, 과거 특정 주의 누적 평점 정보를 수집할 수 있는 방법이 없어 2014년 현재 기준으로 영화별 누적평점을 사용하였다.

스타 배우 및 감독 더미변수와 관련하여, 2004년 10월 1일부터 2009년 9월 30일의 5년간 통합 관객 순위 100위 내에 속하는 영화의 주연배우 및 감독을 각각 '스타 배우' 및 '스타 감독'으로 정의한 후, 이들이 출연 및 감독한 영화를 각각 '스타 배우 영화' 및 '스타 감독 영화'로 정의하고 해당 영화에 1의 값을 부여하였다.¹⁶⁾

영화 등급은 영화 및 비디오물 진흥에 관한 법률(이하 영비법으로 칭함) 제 29조 2항에 따라, 전체 관람가, 12세 이상 관람가, 15세 이상 관람가, 청소년 관람불가, 제한상영가의 5가지로 분류된다¹⁷⁾. 본 논문에서는 청소년 관람불가와

15) 2010년 말일 기준 주민등록인구통계에 수록된 16개 광역시도별 만5세 이상 총인구 수를 지역별 (만5세 이상) 인구 수로 사용하였다. 인구 수는 주별로 변동하지만, 주별 인구 수 통계는 취득할 수 없고 또 현실적으로 주별 인구 수의 변동은 그다지 크지 않을 것이므로 주별 인구 수 변동을 무시하였다. 따라서, 잠재 관객 수는 지역별로만 상이하고, 특정 지역의 주별로는 동일하다.

16) 스타변수의 정의와 관련하여 선행연구를 살펴보면 다음과 같다. Ravid(1999)는 배우 및 감독의 '과거 수상, 노미네이트 여부'에 따라, 혹은 '과거 출연한 영화의 흥행수익 여부'에 따라 스타 여부를 정하였다. 한편 Elberse and Eliashberg(2003)는 '배우가 Hollywood Reporter Star Power Index에서 어떤 위치를 차지하느냐'에 따라, 출연 영화를 1에서 100까지 등급으로 값을 부여하였다.

17) (a) 전체 관람가: 모든 연령에 해당하는 자가 관람할 수 있는 영화
 (b) 12세 이상 관람가: 12세 이상의 자가 관람할 수 있는 영화 (보호자 동반시 12세 미만도 관람 가능)
 (c) 15세 이상 관람가: 15세 이상의 자가 관람할 수 있는 영화 (보호자 동반시 15세 미만도 관람 가능)
 (d) 청소년 관람불가: 청소년은 관람할 수 없는 영화
 (e) 제한상영가: 선정성·폭력성·사회적 행위 등의 표현이 과도하여 인간의 보편적 존엄,

제한상영가 등급 영화¹⁸⁾에 1을 부여하는 grade_limited_teen 더미변수를 정의하여 등급 관련 변수로 사용하였다.

연구자에게 관측되는 개인 특성변수(D_i)는 제13차 노동패널(설문기간: 2010년 7월~2010년 11월)에서 추출하였다. 가능하다면 시장(주×지역)별로 개인을 직접 추출하는 방법이 제일 좋지만, 노동패널에서는 개인 정보가 지역별로만 구분되어 있으므로 지역별로 개인을 추출하되 52주를 반영하여 52번 반복 무작위 추출을 실행하는 방법을 채택하였다. 또한 시장별로 몇 명을 추출하느냐의 문제와 관련하여, Nevo(2000) 등 선행연구들이 주로 동일한 수의 개인을 추출하는 방법을 택하였으므로 본 연구에서도 시장별로 동일한 수인 50명을 추출하여 사용한다.

추후 확률계수의 추정결과에 대한 해석의 편의를 위하여 D_i 를 구성하는 변수들(gender, age, teen, senior, hhinc_percap)을 평균으로부터의 편차값으로 변환하여 사용하였다. 특히 hhinc_percap 변수는 자연로그¹⁹⁾를 취한 후 편차를 구하여 사용하였다.

연구자에게 관측되지 않는 개인 특성변수(v_i)는 표준정규분포를 따른다고 가정하고, 이 분포로부터 무작위 추출하였다.

유효가격에 대한 도구변수(Z)로는 2가지를 사용한다. Nevo(2000, p. 535)가 사용한 도구변수를 차용하여 ‘같은 주 다른 지역의 해당 영화 유효가격들의 표

사회적 가치, 선량한 풍속 또는 국민 정서를 현저하게 해할 우려가 있어 상영 및 광고·선전에 일정한 제한이 필요한 영화

18) ‘제한상영가’ 등급 영화는 ‘제한상영관’에서만 상영을 해야 하므로 실질적으로 상영이 불가능하게 되는 효과가 있는데, 2010년에 제한상영가로 판정받은 영화는 ‘악마를 보았다’와 ‘세르비안 필름’의 2개이다. 하지만 전자는 ‘제한상영가’ 등급을 받았다가, 삭제와 재편집 후 재심을 통해 ‘청소년 관람불가’ 등급으로 바뀌었고, 후자는 3번의 재편집으로 심의를 통과했지만 수입사가 상영을 포기하였다. 결국 2개 영화 중 본 논문의 분석에 포함되는 영화는 ‘악마를 보았다’ 하나인데, 이마저도 청소년관람불가 등급으로 분류되었으므로, 실제적으로 자료 상에서 제한상영가 등급으로 고려되는 영화는 전무하다.

참고로 ‘제한상영관’은 영화상영관 중 제한상영가 영화를 상영하는 영화상영관을 말한다(영비법 제2조 11호). 제한상영관이 아닌 장소 또는 시설에서 제한상영가 영화를 상영하여서는 아니 되며(영비법 제43조 1항), 제한상영관에서는 다른 등급의 영화를 상영하여서는 아니 된다(영비법 제43조 2항). 즉, 제한상영가 등급의 영화는 제한상영관에서만 상영을 해야 하는데, 문제는 제한상영관 관련 제약이 심하여 제한상영관을 운영하는 영화관이 없다. 따라서 제한상영가 등급으로 분류된 영화는, 실질적으로는 상영이 불가능하다.

19) 0의 값에 자연로그를 취하면 $-\infty$ 가 되므로 사전에 0을 1로 대체한 후 자연로그를 취하였다.

본평균치’를 첫 번째 도구변수(IV1)로 사용한다.²⁰⁾ 동일한 영화의 유효가격이 시장별로 차이가 발생하는 제일 큰 요인이 여러 종류의 가격할인인 점에 착안하여 두 번째 도구변수(IV2)를 설정하였다. 가격할인을 받는 행위는 남성보다는 여성, 타 연령대에 보다는 20대·30대가 활용할 가능성이 높으므로, ‘20~30대 여성이 해당 지역의 인구에서 차지하는 비중’을 도구변수(IV2)로 사용한다.

본 논문에서는 동일한 영화이더라도 시장(주×지역)별로 다른 상품으로 취급되므로 본 논문에서 다루는 상품(주×지역×영화)의 수는 총 13,077개에 달한다. 상품과 관련한 주요 변수의 요약통계치를 <표 7>에 제시하였다.

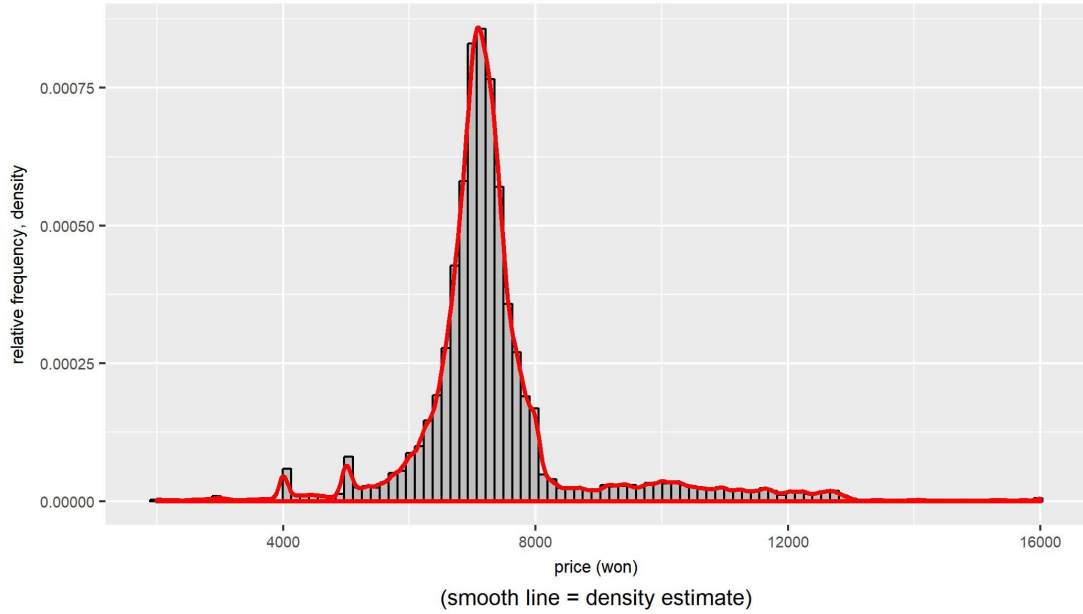
<표 7> 상품관련 주요 변수의 요약통계치(표본 수: 13,077개)

구분	변수(단위)	표본 평균	표본 표준편차	표본 중위값	표본 최소값	표본 최대값	
시장점유율 ($S_{j,t}$)	$S_{j,t}$	0.0127	0.0218	0.0038	4.05×10^{-7}	0.2179	
상품 특성 변수 ($x_{j,t}$)	가격	price(원)	7,354.7120	1,404.9740	7,145.1304	2,000	16,000
	상영 기간	elapsed_time (주)	3.9527	3.3407	3	1	48
	누적 관객수	past_ac _viewer(명)	8.3783	3.8104	12,395	0	15.2001
	평점	netizen_over8	0.4637	0.4987	0	0	1
		critic_over8	0.0372	0.1892	0	0	1
	스타	star_actor	0.5416	0.4983	1	0	1
		star_director	0.1632	0.3696	0	0	1
	속편	sequel	0.1321	0.3386	0	0	1
국적	Korea	0.4139	0.4925	0	0	1	

20) BLP 유형의 RC logit 모형을 추정할 때 사용할 수 있는 도구변수의 종류는 다음과 같다. 우선 (a) ‘cost-shifter’를 도구변수로 사용할 수 있다. 하지만, 현실적인 문제는 비용 측면의 자료를 취득하기 힘들다. 두 번째 도구변수로는 (b) ‘다른 상품들의 특성들의 합계’를 생각할 수 있는데, 이를 BLP(1995)가 제안하였기에 BLP 유형의 도구변수로 불린다. 이 도구변수는 내생적인 상품특성(가격이 대표적)을 제외한 상품특성들은 외생적으로 결정된다는 가정에서 비롯된다. 마지막으로 (c) ‘다른 지역에서의 상품의 가격’을 도구변수로 사용할 수 있다. 이는 Hausman et al.(1994)이 제안한 것으로서, 분석 자료의 패널 구조를 이용한 것이다. 이 도구변수는 지역별 가격설정은 독립적이라는 가정이 필요하다. Nevo(2000)는 시리얼 시장의 수요분석에 이 도구변수를 사용하였다.

	수직 결합	CJ_Lotte _Show	0.3397	0.4736	0	0	1
	상영 타입	3D	0.1552	0.3621	0	0	1
	등급	grade_limited _teen	0.2138	0.4100	0	0	1
	장르	action	0.3273	0.4692	0	0	1
		war	0.0244	0.1543	0	0	1
		criminal	0.0798	0.2709	0	0	1
		thriller	0.2469	0.4312	0	0	1
		mystery	0.0841	0.2776	0	0	1
		horror	0.0665	0.2491	0	0	1
		adventure	0.1337	0.3403	0	0	1
		fantasy	0.1201	0.3251	0	0	1
		SF	0.0764	0.2656	0	0	1
		melo_romance	0.1487	0.3558	0	0	1
		comedy	0.2246	0.4173	0	0	1
		family	0.1208	0.3259	0	0	1
		drama	0.4048	0.4909	0	0	1
		animation	0.1023	0.3031	0	0	1
		documentary	0.0466	0.2109	0	0	1
		historical	0.0331	0.1789	0	0	1
	western	0.0048	0.0692	0	0	1	
	musical	0.0081	0.0897	0	0	1	
가격에 대한 도구변수(Z)		IV1(원)	7,196.1860	225.5300	7,161.9209	6,659.3050	7,718.9490
		IV2	14.2293	1.4135	14.3417	11.3032	17.0799

<그림 1> 가격의 히스토그램과 밀도함수



가격 다양성을 확인하기 위하여 유효가격의 요약통계치를 살펴보면, 표본평균치가 7,355원, 표본표준편차가 1,405원, 표본중위값은 7,145원, 표본최소값은 2,000원, 표본최대값은 16,000원으로 나타났다. 가격의 히스토그램(histogram) [막대그래프 형태]과 밀도함수(density function estimate)[실선 형태]를 <그림 1>에 제시하였다.

IV. 영화 선택모형의 추정 결과와 가격탄력성 추정치

1. 영화 선택모형의 추정 결과

본 논문에서는 모든 계수를 고정계수로 설정한 다항 로짓모형(MNL)(이하에서 모형 1로 칭함)과 상수항과 가격변수의 계수를 개인 특성변수에 따라 변하는 확률계수로 설정한 BLP 유형의 확률계수 로짓모형(RC logit model)(이하에서 모형 2로 칭함)을 추정하였다. 특히 영화별 더미변수를 포함하여 추정할 경우 영화별로 변하는 설명변수들의 계수를 추정하지 못하는 문제점을 optimal minimum distance (OMD) estimation을 통하여 해결하였다.

2개 모형의 추정결과를 <표 8>에 제시하였다. 모형별로 과대식별 검정(귀무가설: 모형이 유효)인 J-통계치를 표 하단에 기재하였으며, 2개 모형 모두 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다. 모형 1에서 도구변수의 적합성 검정(2SLS 추정시 1단계 추정결과를 이용한 F-검정)을 수행한 결과 F-검정치가 10을 초과하여 도구변수가 적합하다는 검정결과를 얻었다. 2개 모형 중에서는 상품 간의 대체관계를 제약하지 않는 모형 2가 더 유연하고 현실적이므로 이하 논의에서는 모형 2의 추정결과를 중심으로 설명한다.

<표 8> 영화 선택모형의 추정 결과: 다항 로짓모형과 확률계수 로짓모형

변수		모형 1 (다항 로짓모형 + OMD)		모형 2 (확률계수 로짓모형 + OMD)	
		추정치	표준오차	추정치	표준오차
constant (모형 2에서 확률계수로 설정)	constant	18.7512**	7.5210	42.2332**	0.4689
	gender	-	-	0.6892	0.5070
	age	-	-	-0.0093	0.1189
	ln(hhinc_percap)	-	-	0.7423	0.6595
	v_c (오차항)	-	-	-1.2160**	0.4037
ln(price) (모형 2에서 확률계수로 설정)	constant	-1.5727*	0.8009	-5.2100**	0.0875
	teen	-	-	-2.4574**	0.0388
	senior	-	-	-0.4409	0.5590
	ln(hhinc_percap)	-	-	1.0157**	0.1435
	v_p (오차항)	-	-	0.2360**	0.0869

변수	모형 1 (다항 로짓모형 + OMD)		모형 2 (확률계수 로짓모형 + OMD)	
	추정치	표준오차	추정치	표준오차
ln(past_ac_viewer)	0.0336**	0.0113	0.0377**	0.0127
elapsed_time	-1.0659**	0.0563	-1.0902**	0.0562
(elapsed_time) ²	0.0250**	0.0028	0.0260**	0.0030
netizen_over8	0.8561**	0.0230	1.2998**	0.0416
critic_over8	-1.4487**	0.0758	0.1314	0.1180
star_actor1	0.3739**	0.0220	0.5198**	0.0424
star_director1	0.5522**	0.0274	0.9187**	0.0526
sequel	0.0716**	0.0280	0.1652**	0.0541
Korea	1.0368**	0.0263	0.7649**	0.0481
CJ_Lotte_Show	0.1481**	0.0203	0.5754**	0.0397
3D	1.0225**	0.0322	2.4399**	0.0588
grade_limited_teen	-0.0552**	0.0272	-0.0091	0.0502
action	0.4200**	0.0225	0.6313**	0.0431
war	0.3449**	0.0636	-0.3128**	0.1101
criminal	0.0322	0.0361	0.1500**	0.0703
thriller	-0.0916**	0.0285	0.3988**	0.0532
mystery	0.8439**	0.0316	0.5656**	0.0648
horror	0.0217	0.0424	0.0732	0.0796
adventure	0.2615**	0.0347	0.7703**	0.0700
fantasy	0.2032**	0.0337	-0.4488**	0.0642
SF	-0.1782**	0.0403	-0.1923**	0.0735
melo_romance	-0.1816**	0.0275	-0.0396	0.0547
comedy	0.0769**	0.0253	-0.1188**	0.0498
family	-0.0956**	0.0357	-0.4079**	0.0692
drama	-0.2107**	0.0237	-0.2302**	0.0455
animation	-0.4183**	0.0392	-0.8322**	0.0769
documentary	0.3701**	0.0721	0.0450	0.1175
historical	0.4074**	0.0505	0.3064**	0.0992
western	-0.4198**	0.1834	-2.4831**	0.3119
musical	-0.6782**	0.1362	-0.7291**	0.1892
표본 수	13,077		13,077	

변수	모형 1 (다항 로짓모형 + OMD)		모형 2 (확률계수 로짓모형 + OMD)	
	추정치	표준오차	추정치	표준오차
first-stage F-Test of excluded instruments	53.190		-	
J-statistics $\sim \chi^2(dof)$	0.5603 (dof = 1) 5% 유의수준 임계치 = 3.84		0.0356 (dof = 1) 5% 유의수준 임계치 = 3.84	

주) 모형의 추정결과 중 영화별, 지역별, 주별 더미변수의 추정치는 생략함. 모형2의 GMM 목적함수의 최소값은 2.73×10^{-6} 임.

‘*’는 10% 유의수준, ‘**’는 5% 유의수준을 의미함.

2. 영화 선택의 결정요인에 대한 분석 결과

<표 8>에 수록된 모형 2의 추정결과에 기반하여 영화 선택의 결정요인을 살펴본다.

먼저, 상수항의 계수는 확률계수로 설정되었는데, 확률계수 내의 상수항의 계수 추정치가 42.233이면서 통계적으로 유의하므로 영화 관람에 따라 효용은 증가한다. 확률계수 내의 오차항(v_c)의 계수(즉, $\text{constant} \times v_c$ 의 계수) 추정치가 -1.216이면서 통계적으로 유의하므로 영화 관람에 따른 효용 증가에는 비관측 개인 특성에 따라 개인별 편차가 유의하게 존재하는 것으로 나타났다. 확률계수 내에 고려된 개인 특성변수(성별, 나이, 일인당 가구소득)는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

가격의 계수도 확률계수로 설정되었는데, 확률계수 내의 상수항의 계수(즉, $\ln(\text{price}) \times$ 상수항의 계수) 추정치가 -5.210이면서 통계적으로 유의하므로 영화 가격이 상승하면 소비자들은 평균적으로 효용이 감소하는 것으로 나타났다. 확률계수 내의 '10대 더미변수'의 계수(즉, $\ln(\text{price}) \times \text{teen}$ 의 계수) 추정치는 -2.457이면서 통계적으로 유의하므로 영화 가격이 상승하면 10대 소비자가 타 연령대 소비자에 비하여 효용이 더 크게 감소한다. 즉, 10대가 타 연령대보다 상대적으로 가격탄력성이 더 크다. 확률계수 내의 일인당 가구소득 변수의 계수(즉, $\ln(\text{price}) \times \ln(\text{hhinc_percap})$ 의 계수) 추정치는 1.0157이면서 통계적으로 유의하므로 영화 가격이 상승하면 일인당 가구소득이 많은 소비자는 적은 소비자에 비하여 상대적으로 효용이 덜 감소한다. 즉, 일인당 가구소득이 많은 소비자가 적은 소비자에 비하여 상대적으로 가격탄력성이 더 작다. 확률계수 내의 노년층 더미변수는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 영화 수요의 가격탄력성 추정치와 표준오차는 모형의 추정결과로부터 추가적인 연산을 거쳐야 생산되므로, 별도의 절로 분리하여 다루기로 한다.

비평과 관련하여 관람객 비평(netizen_over8)과 전문가 비평(critic_over8)을 고려하였는데, 관람객 비평의 계수 추정치는 1.300이면서 통계적으로 유의하여 관람객 비평이 8점 이상인 경우가 8점 미만인 경우에 비하여 상대적으로 효용이 더 높다. 반면 전문가 비평의 계수 추정치는 통계적으로 유의하지 않았다. 앞서 살펴보았던 국외 선행연구들에서는 전문가 비평이 흥행 수입에 유의한 양의 영향을 미친다는 결과들이 있었지만, 우리나라의 미시 자료를 분석하

고 있는 본 논문에서는 비유의적으로 나타나고 있다. 이는 우리나라의 경우 전문가의 비평에 대한 신뢰도가 낮아 관객 비평이 더 중요하게 작용하는 것으로 보인다.

스타 배우와 스타 감독의 영화는 모두 효용을 더 높이는 것으로 나타났으며, 이는 외국 자료를 실증분석한 Karniouchina(2010)의 결과와 부합한다. 속편 영화도 효용을 더 높이는 것으로 나타났으며, 이는 속편 영화가 흥행 수입에 양의 영향을 미친다는 Ravid(1999)와 Moon et al.(2010)의 결과와 부합한다.

등급과 관련하여, Ravid(1999), Simonoff and Sparrow(2000), Fee(2002) 등은 등급이 영화 흥행에 유의한 영향을 미친다(R 등급보다는 G 등급의 영화가 흥행에 미치는 영향이 크다)라는 결론이지만, 우리나라의 미시 자료를 분석하고 있는 본 논문에서는 유의하지 않다.

장르와 관련하여, 액션, 범죄, 스릴러, 미스터리, 어드벤처, 역사물의 장르는 효용을 높이며, 전쟁, 판타지, SF, 코미디, 가족, 드라마, 애니메이션, 서부극, 뮤지컬 장르는 효용을 낮춘다는 결과가 나왔다. 반면, 공포, 멜로·로맨스, 다큐멘터리 장르는 효용에 유의한 차이를 만들지 못했다.

대형 배급사(특히 영화관과 수직결합을 한 배급사)인 CJ, Lotte, Showbox 배급사가 배급한 영화는 효용을 높이는 것으로 나타났다. 이들 대형 배급사는 투자자의 역할도 겸하여 영화 제작사에 막대한 자금을 공급할 수 있기 때문에²¹⁾, 이들이 배급한 영화는 평균적으로 품질이 높을 가능성이 많고 관객의 효용을 높이는 것으로 볼 수 있다.

상영방식과 관련하여, 3D, 4D, IMAX로 한 번이라도 상영한 영화에 1을 부여하는 3D 더미변수가 통계적으로 유의한 양의 값을 가지는 것으로 나타나서 2D, 필름으로만 상영된 영화에 비하여 효용이 더 높다는 결과를 얻었다. 이는 2009년 말 ‘아바타’가 3D로 개봉한 이후 발생한 3D 상영방식 영화에 대한 열풍을 반영하고 있는 것으로 볼 수 있다. 3D, 4D, IMAX 상영방식 영화의 관객 점유율이 2008년과 2009년에는 2% 미만이었지만, 2010년에는 12.3%로 급상승하였다.

기타 변수들의 영향을 살펴보면, 전 주까지의 누적 관객수가 많을수록 효용은 증가하며, 상영기간이 늘어나면 약 50주까지는 효용이 2차 함수형태로 감소하다

21) 2006년 현재, 제작되는 국산영화의 절반 이상은 영화관 체인을 가진 대형 영화사들에 의해 투자·배급된다.(좌승희·이태규, 2006, p. 16)

가 그 이후는 2차 함수형태로 증가한다. 분석 자료의 상영기간 최대값이 49주이므로 상영기간이 지날수록 영화로부터 얻는 효용은 2차 함수형태로 감소했다고 해석할 수 있다. 한편, 한국 국적 영화는 타 국적 영화에 비하여 효용이 더 높은 것으로 나타났다.

3. 영화 수요의 가격탄력성 추정 결과

(1) 가격탄력성 추정치에 대한 전반적인 분석

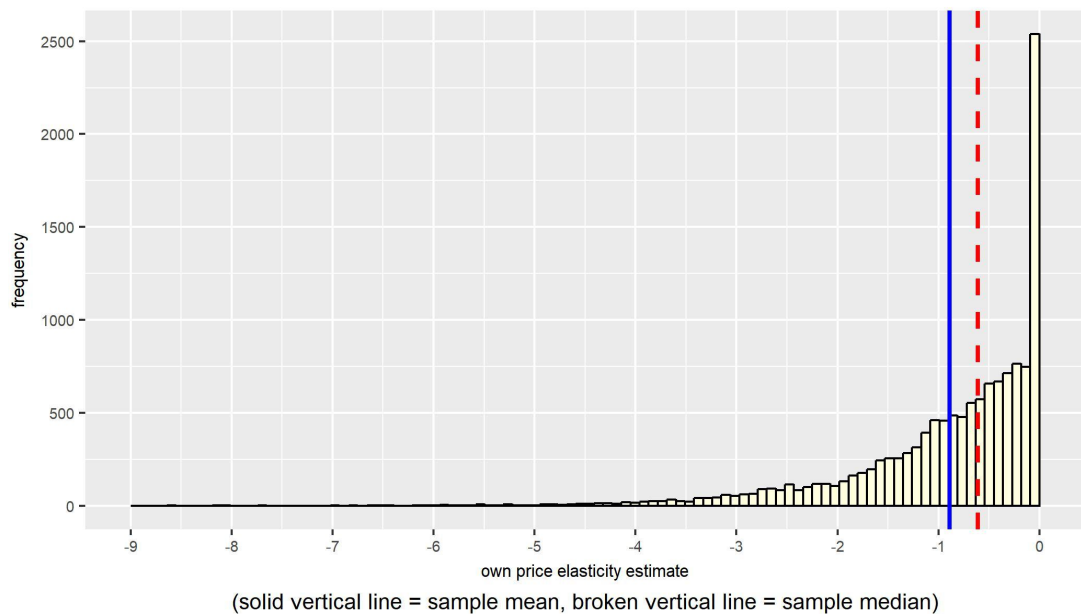
<표 8>에 수록된 모형 2의 모수 추정치를 사용하여 시장별 × 영화별 자기 가격탄력성 추정치를 구하였다. 미시적 분석의 장점은 시장별 × 상품별로 가격탄력성 추정치가 계산된다는 점이다. 시장별 × 영화별로 계산되는 자기 가격탄력성 추정치는 총 13,077개로서 그 수가 너무 많기 때문에 먼저 13,077개 추정치 전체로부터 계산한 요약 통계치를 보고하고, 이어서 시기(주)별 추정치 평균을 시기 간에 비교하여 살펴보고, 최종적으로 지역별 추정치 평균을 지역 간에 비교하여 살펴보고자 한다.

<그림 2>에서는 13,077개 추정치의 분포를 히스토그램으로 제시하였다. 그림에서 실선의 횡축 좌표값은 -0.890 으로서 표본 평균값에 해당하며, 점선의 횡축 좌표값은 -0.610 으로서 표본 중위값에 해당한다. 추정치의 최소값은 -8.585 , 최대값은 -7.402×10^{-6} 이며, 하위 사분위값이 -1.262 , 상위 사분위값이 -0.177 이다. 자기 가격탄력성 추정치의 표본 표준편차는 0.950 이다. 13,077개 자기 가격탄력성 추정치 중에서 33.67%에 해당하는 4,403개 추정치가 -1 보다 작아서 가격 탄력적인 반면, 66.33%에 해당하는 8,674개 추정치가 -1 보다 커서 가격 비탄력적으로 나타났다. 가격탄력성 추정치가 지극히 비탄력적인 상품(-7.402×10^{-6})부터 지극히 탄력적인 상품(-8.585)까지 존재하여 영화는 특정 개별 상품에 대한 소비자 선호가 아주 다채로운 상품에 해당함을 확인할 수 있다.

이미 살펴 본 선행연구에서 요약하였듯이, 거시적 분석(영화산업 전체에 대한 연도별 자료를 분석)에서는 국외(스페인, 독일)를 대상으로 한 Fernandez-Blanco et al.(1997)과 Dewenter et al.(2005)이 보고한 가격탄력성 추정치가 $-3.51 \sim -1.07$ 의 범위인 반면, 한국을 대상으로 한 김상호(2007)가 보고한 가격탄력성 추정치는 $-0.39 \sim -0.28$ 의 범위로서 아주 비탄력적으로 나타났다. 스페인

을 대상으로 한 미시적 분석(개별 영화를 대상으로 연도별 자료를 분석)인 Fernandez-Blanco et al.(2013)에서는 가격탄력성 추정치가 -1.07 로서 국외를 대상으로 한 거시적 분석보다는 추정치의 절대치가 더 작은 값으로 나타났다. 호주 시드니의 50개 영화관에 국한하여 더욱 세분화된 미시적 분석(영화별 \times 영화관별 \times 일별 자료를 분석)을 수행한 McKenzie and De Roos(2009)가 보고한 가격탄력성 추정치가 $-2.73 \sim -1.72$ 의 범위로서 국외를 대상으로 한 거시적 분석의 추정치 범위에 속하고 있다.

<그림 2> 시장별 · 영화별 자기 가격탄력성 추정치들의 히스토그램



본 논문의 추정치 평균값인 -0.891 과 중위값인 -0.610 은 한국을 대상으로 거시적 분석을 수행한 김상호(2007)의 $-0.39 \sim -0.28$ 보다는 더 탄력적이지만, 국외(스페인, 독일, 호주)를 대상으로 수행한 거시적 분석, 미시적 분석(개별 영화에 대한 연도별 자료를 분석), 더욱 세분화된 미시적 분석이 보고한 추정치들에 비해서는 더 비탄력적이다. 이는 여가 선택 범위와 여가 환경 등을 고려할 때 한국 소비자의 경우 영화 관람에 대한 선호가 아주 강력한 것을 시사하고 있다고 볼 수 있다. 스페인, 독일 등의 경우에는 영화 이외의 다양한 문화 상품(연극, 오페라, 콘서트 등)을 폭 넓게 향유할 수 있어 영화에 대한 대체재가 풍성하다. 또 한국의 경우 여가 시간이 상대적으로 짧기 때문에 사용가능한 짧은 시간에

여가의 즐거움을 최대로 누릴 수 있는 영화를 선택하는 경향이 강한 것으로 보인다.

(2) 가격탄력성 추정치에 대한 시기별 비교 분석

13,077개의 가격탄력성 추정치로부터 주(week)별 표본 평균값(이 또한 추정치임)과 평균값의 표준오차를 <표 9>에 제시하였다. 시기별로 가격탄력성을 비교하기 위하여, 2010년의 법정 공휴일을 포함한 주, 여름에 해당하는 주, 겨울에 해당하는 주를 <표 10>에 정리하였다. <그림 3>에서는 주별로 표본 평균값과 표본 중위값을 제시하면서, 법정 공휴일이 포함된 주들은 빨간색, 여름에 해당하는 주들은 노란색, 겨울에 해당하는 주들은 파란색으로 덧칠하였다.

<표 9> 자기가격탄력성의 주(week)별 표본평균 및 표준오차

주	평균값	표준오차	주	평균값	표준오차	주	평균값	표준오차
1	-1.043	0.096	18	-1.292	0.054	35	-0.740	0.131
2	-1.032	0.097	19	-0.708	0.055	36	-0.644	0.120
3	-0.854	0.101	20	-1.075	0.058	37	-0.628	0.125
4	-1.214	0.093	21	-1.267	0.049	38	-1.381	0.119
5	-0.815	0.099	22	-0.866	0.056	39	-0.678	0.137
6	-1.258	0.102	23	-0.924	0.050	40	-0.492	0.118
7	-1.315	0.111	24	-0.659	0.057	41	-0.639	0.128
8	-1.060	0.027	25	-0.772	0.064	42	-0.461	0.116
9	-0.713	0.046	26	-1.010	0.062	43	-0.740	0.119
10	-0.617	0.048	27	-0.967	0.096	44	-0.576	0.119
11	-0.578	0.047	28	-0.974	0.107	45	-0.620	0.109
12	-0.398	0.053	29	-1.268	0.113	46	-0.884	0.129
13	-0.772	0.051	30	-1.076	0.110	47	-0.404	0.153
14	-0.938	0.061	31	-1.755	0.119	48	-0.631	0.047
15	-0.679	0.062	32	-1.249	0.108	49	-0.964	0.061
16	-0.716	0.057	33	-1.179	0.117	50	-1.078	0.070
17	-0.987	0.055	34	-1.036	0.131	51	-1.226	0.082
						52	-1.183	0.083

<표 10> 2010년의 법정 공휴일이 포함된 주, 여름에 해당하는 주, 겨울에 해당하는 주

구분		해당 주
법정 공휴일이 포함된 주 (공휴일 주)*	구정 설날	6주, 7주
	삼일절	9주
	어린이날	18주
	석가탄신일	20주
	지방선거일	22주
	추석	38주
	크리스마스 및 이브	51주
여름에 해당하는 주**		22주~34주(6월~8월)
겨울에 해당하는 주***		48주~8주(12월~2월)

*) 법정 공휴일이 주말인 경우에는 공휴일 주에서 제외하였음.

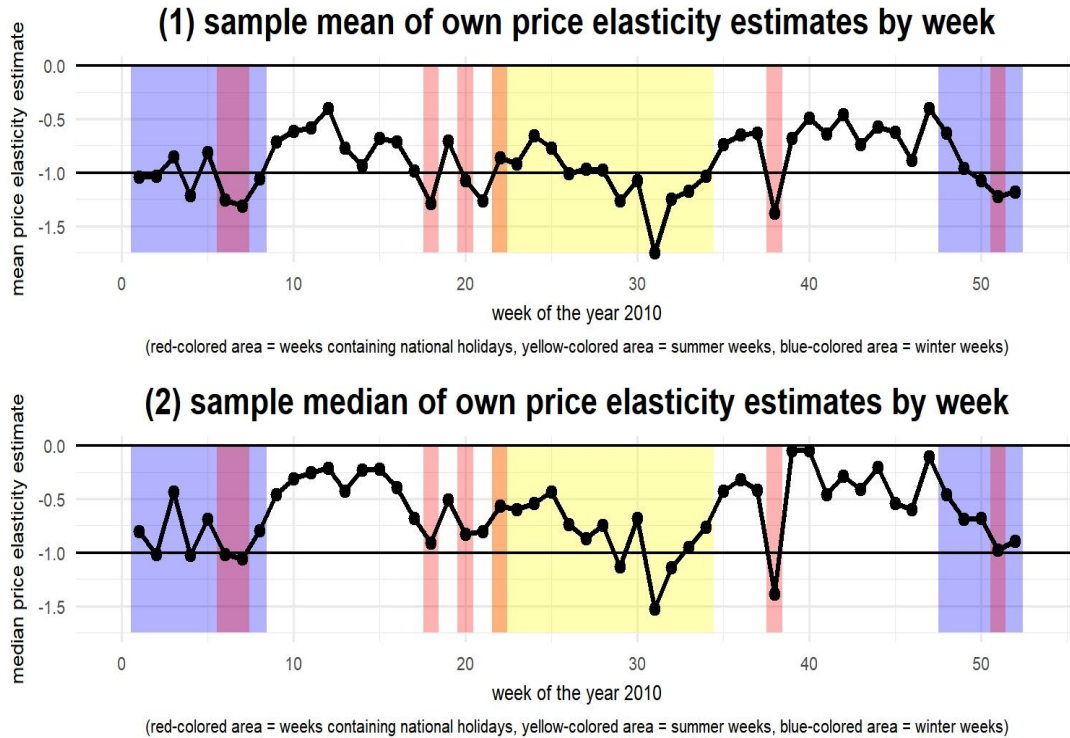
***) 기상청 2010년 기온 자료를 기준으로 '월별 평균기온이 22도 이상'인 경우를 여름으로 설정하였음. 참고로 2010년 입하는 5월5일(18주), 입추는 8월7일(31주)로서 이를 기준으로 여름을 설정할 수도 있지만 실제 체감하는 여름과 차이가 있으므로, 위와 같이 기온을 기준으로 여름을 설정하였음.

****) 기상청 2010년 기온 자료를 기준으로 '월별 평균기온이 3도 이하'인 경우를 겨울로 설정하였음. 참고로 2010년 입동은 11월7일(44주), 입춘은 2월4일(5주)로서 이를 기준으로 겨울을 설정할 수도 있지만 실제 체감하는 겨울과 차이가 있으므로, 위와 같이 기온을 기준으로 겨울을 설정하였음.

(참고) 기상청 기온 자료 :

http://www.kma.go.kr/weather/climate/past_table.jsp?stn=108&yy=2010&obs=07&x=26&y=9

<그림 3> 가격탄력성 추정치의 주별 평균값과 중위값 선그래프



법정 공휴일에는 법적으로 여가시간이 보장되며, 여름에는 학생들의 여름방학과 직장인들의 휴가기간이 포함되어 있고, 겨울에는 학생들의 겨울방학이 포함되어 있기 때문에, 다른 시기에 비해 ‘여가시간이 풍부’한 특징을 가진다. <표 9>와 <그림 3>으로부터 주별 가격탄력성 추정치의 표본 평균값과 표본 중위값을 살펴보면, 여가 시간이 풍부한 법정 공휴일이 포함된 주와 여름 및 겨울에 해당하는 주에 영화에 대한 수요의 가격탄력성이 여타 주에 비하여 상대적으로 더 탄력적임을 시각적으로 확인할 수 있다. 특히 여름의 경우에는 다른 기간에 비해 더욱 탄력적인 경향을 보이는데, 이는 앞서 언급한 바와 같이 여가 시간이 풍부할 뿐만 아니라 풍성한 야외활동이라는 ‘여가 대체재’가 많다는 점을 반영하고 있다.

시각적으로 확인한 내용을 실증적으로 입증하기 위하여, 13,077개 영화별 × 지역별 × 주별 가격탄력성 추정치를 종속변수로, 상수항, 법정 공휴일이 포함된 주인지 여부에 관한 더미변수, 여름에 해당하는 주인지 여부에 관한 더미변수, 겨울에 해당하는 주인지 여부에 관한 더미변수, 영화별 더미변수, 지역별 더미변

수를 설명변수로 정의한 회귀식을 설정한 후 OMD 추정기법(optimal minimum distance estimation)을 적용하여 모수를 추정하였다. 회귀식의 종속변수가 추정치들이며 이 추정치들은 개별적으로 이분산성을 가지며 상호 간에 상관성을 가지므로 OMD 추정기법은 이러한 상황 하에서 회귀식의 모수를 추정하는 최적적인 기법에 해당한다. OMD 추정 결과를 <표 11>에 정리하였다.(단, 영화별 더미변수와 지역별 더미변수의 모수 추정치와 표준오차는 표에서 생략함.)

<표 11> 가격탄력성 추정치와 여가시간의 풍부함과의 관계 분석

변수	OMD 추정 결과	
	추정치	표준오차
상수항	-1.4200**	0.1968
법정 공휴일을 포함한 주	-0.3136**	0.0840
여름에 해당하는 주	-0.5131**	0.1487
겨울에 해당하는 주	-0.3706**	0.0464

주) 영화별 더미변수, 지역별 더미변수의 모수에 대한 추정치와 표준오차는 생략함.

*'는 10% 유의수준, '**'는 5% 유의수준에서 유의함을 의미함.

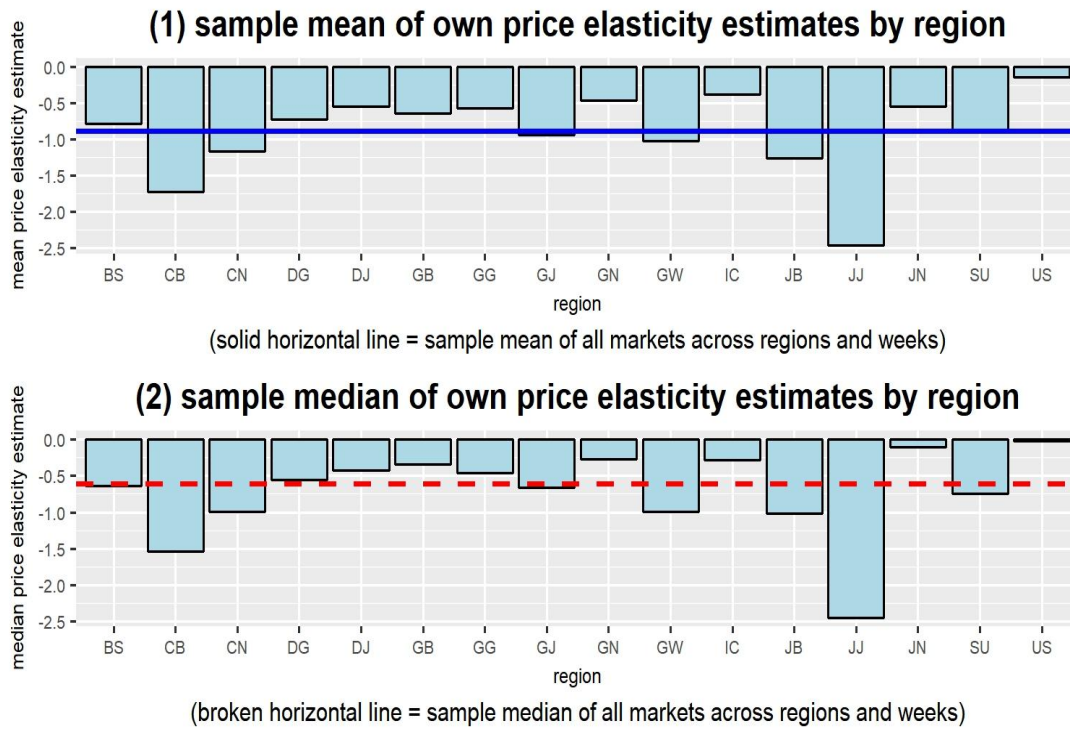
<표 11>에서 확인할 수 있듯이, 3개의 더미변수의 모수 추정치가 모두 통계적으로 유의한 음의 값을 가져, 여가시간이 풍부한 시기에는 여타 시기에 비하여 가격탄력성이 더 탄력적임을 실증적으로 확인할 수 있다.²²⁾ 특히, 여름에 해당하는 주의 모수 추정치의 절대치가 제일 큰 값으로 나타나, 1년 중 여름에 영화 수요가 제일 가격 탄력적임을 확인할 수 있다.

22) 영화별로 영화관이 만석(즉, 초과수요)이 되는 경우가 많다면, 여가시간이 풍부하다고 해서 영화 수요의 가격탄력성이 더 탄력적이 될 수 없다. 본 논문에서 분석한 165개 영화의 영화별 × 지역별 × 주별 좌석 점유율(= 관객 수/ 좌석 수) 자료(총 13,077개)를 분석한 결과, 좌석 점유율의 표본 평균값은 14.06%로 나타났다. 총 13,077개 자료 중 좌석 점유율이 100%인 경우는 5개(즉, 0.038%)에 불과하며, 나머지는 좌석 점유율이 100% 미만으로서 초과공급 상태가 대부분이다.

(3) 가격탄력성 추정치에 대한 지역별 비교 분석

13,077개의 가격탄력성 추정치로부터 16개 광역시도별로 표본 평균값과 중위값을 구하여 <그림 4>에 제시하였다.(단, 그림에서 SU = 서울, BS = 부산, DG = 대구, GG = 경기, IC = 인천, JB = 전북, GJ = 광주, GW = 강원, DJ = 대전, GB = 경북, GN = 경남, CB = 충북, CN = 충남, JN = 전남, US = 울산, JJ = 제주를 의미함.)

<그림 4> 가격탄력성 추정치의 지역별 평균값과 중위값 막대그래프



16개 광역시도 중에서 가격탄력성의 전체 표본 평균값(-0.890)과 중위값(-0.610)보다 더 탄력적인 자기 가격탄력성을 가지는 지역은 제주(평균값 = -2.466, 중위값 = -2.445), 충북(평균값 = -1.727, 중위값 = -1.538), 전북(평균값 = -1.268, 중위값 = -1.013), 충남(평균값 = -1.169, 중위값 = -0.992), 강원(평균값 = -1.026, 중위값 = -0.988), 광주(평균값 = -0.940, 중위값 = -0.663), 서울(평균값 = -0.882, 중위값 = -0.751)이다.

V. 결론

본 논문에서는 영화별(165개) × 지역별(16개) × 주별(52개) 단위의 세분화된 미시 자료를 사용하여 영화 수요모형을 추정한 후 수요의 가격탄력성을 중점적으로 분석하였다. 영화와 같은 차별재를 분석하는 모형 중에서 상품의 비관측 특성과 관측 특성 간의 상관성을 허용하여 상품 간의 유연한 대체형태를 수용할 수 있는 BLP 유형의 확률계수 로짓모형을 근간모형으로 채택하였다.

총 13,077개 가격탄력성 추정치의 범위는 $-8.585 \sim -7.402 \times 10^{-6}$ 로 상당히 넓어, 영화는 소비자 선호가 아주 다채로운 차별재에 해당함을 확인할 수 있었다. 가격 비탄력적인 범주에 속하는 추정치의 수가 탄력적인 범주에 속하는 추정치의 수보다 2배 많았으며, 추정치의 표본 평균값은 -0.890 , 표본 중위값은 -0.610 로 나타났다.

영화는 매진과 조기 종영이 발생할 수 있으며, 본 연구와 같이 단기(주별) 수요자료를 분석하는 경우에는 매진과 조기 종영이 유발하는 censoring 문제가 두드러져 가격탄력성이 과소 추정될 가능성이 있다. 본 연구에 사용한 원 자료를 조사한 결과, 매진 사례는 지극히 드문 것(0.038%)으로 나타났으나, 조기 종영에 관한 자료를 확인할 방법은 없었다.

참 고 문 헌

- 김상호, 2007, 한국 영화의 수요·공급 결정요인, *경제학연구*, 55 (2), 35-59.
- 영화진흥위원회 영화정책센터, 2011, 2010년 한국 영화산업 결산, 영화진흥위원회.
- 좌승희·이태규, 2006, 한국 영화산업 구조변화와 영화 산업정책 -수직적 결합을 중심으로-, KERI 연구보고서 06-01, 한국경제연구원.
- Basuroy, S., S. Chatterjee, and S.A. Ravid, 2003, How critical are critical reviews? The box office effects of film critics, star power, and budgets, *Journal of Marketing*, 67 (4), 103-117.
- Basuroy, S., S.A. Ravid and B. Hall, 2014, How relevant are experts in the internet age? Evidence from the motion pictures industry, Working Paper, University of Oklahoma.
- Berry, S.T., 1994, Estimating discrete-choice models of product differentiation, *The RAND Journal of Economics*, 25 (2), 242-262.
- Berry, S., J. Levinsohn and A. Pakes, 1995, Automobile prices in market equilibrium, *Econometrica*, 63 (4), 841-890.
- Borcherding, T.E. and D. Filson, 2001, Conflicts of interest in the Hollywood film industry: Coming to America - Tales from the casting couch, gross and net, in a risky business, in Michael Davis and Andrew Stark (eds.), *Conflict of Interest in the Professions*, New York: Oxford University Press, 249-278.
- Crawford, G.S., 2000, The impact of the 1992 Cable Act on household demand and welfare, *The RAND Journal of Economics*, 31 (3), 422-449.
- Davis, P., 2006, Spatial competition in retail markets: Movie theaters, *The RAND Journal of Economics*, 37 (4), 964-982.
- De Vany, A. and W.D. Walls, 1996, Bose-Einstein dynamics and adaptive contracting in the motion picture industry, *The Economic Journal*, 106 (439), 1493-1514.
- De Vany, A. and W.D. Walls, 1999, Uncertainty in the movie industry: Does star power reduce the terror of the box office?, *Journal of Cultural Economics*, 23 (4), 285-318.
- De Vany, A. and W.D. Walls, 2004, Motion picture profit, the stable Paretian hypothesis, and the curse of the superstar, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28 (6), 1035-1057.
- Dewenter, R. and M. Westermann, 2005, Cinema demand in Germany, *Journal of Cultural Economics*, 29 (3), 213-231.
- Einav, L., 2007, Seasonality in the US motion picture industry, *The RAND Journal of Economics*, 38 (1), 127-145.

- Elberse, A., 2007, The power of stars: Do star actors drive the success of movies?, *Journal of Marketing*, 71 (4), 102-120.
- Elberse, A. and J. Eliashberg, 2003, Demand and supply dynamics for sequentially released products in international markets: The case of motion pictures, *Marketing Science*, 22 (3), 329-354.
- Eliashberg, J. and S.M. Shugan, 1997, Film critics: Influencers or predictors?, *Journal of Marketing*, 61 (2), 68-78.
- Fee, C.E., 2002, The Costs of outside equity control: Evidence from motion picture financing decisions, *Journal of Business*, 75 (4), 681-711.
- Fernandez-Blanco, V., L. Orea and J. Prieto-Rodriguez, 2013, Endogeneity and measurement errors when estimating demand functions with average prices: An example from the movie market, *Empirical Economics*, 44 (3), 1477-1496.
- Fernandez-Blanco, V. and J.F.B. Pino, 1997, Cinema demand in Spain: A cointegration analysis, *Journal of Cultural Economics*, 21 (1), 57-75.
- Gemser, G., M. Van Oostrum and M.A. Leenders, 2007, The impact of film reviews on the box office performance of art house versus mainstream motion pictures, *Journal of Cultural Economics*, 31 (1), 43-63.
- Goolsbee, A. and A. Petrin, 2004, The consumer gains from direct broadcast satellites and the competition with cable TV, *Econometrica*, 72 (2), 351-381.
- Hausman, J., G. Leonard and J.D. Zona, 1994, Competitive analysis with differentiated products, *Annales d'Economie et de Statistique*, No. 34, 159-180.
- Karniouchina, E.V., 2011, Impact of star and movie buzz on motion picture distribution and box office revenue, *International Journal of Research in Marketing*, 28 (1), 62-74.
- McKenzie, J. and N. De Roos, 2009, 'Cheap Tuesday' and estimating movie demand: An empirical analysis of the Australian cinema industry, mimeographed manuscript, University of Sydney.
- Moon, S., P.K. Bergey and D. Iacobucci, 2010, Dynamic effects among movie ratings, movie revenues, and viewer satisfaction, *Journal of Marketing*, 74 (1), 108-121.
- Nevo, A., 2000, A practitioner's guide to estimation of random coefficients logit models of demand, *Journal of Economics and Management Strategy*, 9 (4), 513-548.
- Nevo, A., 2001, Measuring market power in the ready to eat cereal industry, *Econometrica*, 69 (2), 307-342.
- Orbach, B.Y. and L. Einav, 2007, Uniform prices for differentiated goods: The case of the movie-theater industry, *International Review of Law and Economics*, 27 (2), 129-153.

- Palia, D., S.A. Ravid and N. Reisel, 2008, Choosing to cofinance: Analysis of project-specific alliances in the movie industry, *Review of Financial Studies*, 21 (2), 483-511.
- Petrin, A., 2002, Quantifying the benefits of new products: The case of the minivan, *Journal of Political Economy*, 110 (4), 705-729.
- Ravid, S.A., 1999, Information, blockbusters, and stars: A study of the film industry, *Journal of Business*, 72 (4), 463-492.
- Ravid, S.A. and S. Basuroy, 2004, Managerial objectives, the rating puzzle, and the production of violent films, *Journal of Business*, 77 (2, Part 2), S155-S192.
- Reinstein, D.A. and C.M. Snyder, 2005, The influence of expert reviews on consumer demand for experience goods: A case study of movie critics, *The Journal of Industrial Economics*, 53 (1), 27-51.
- Simonoff, J.S. and I.R. Sparrow, 2000, Predicting movie grosses: Winners and losers, blockbusters and sleepers, *Chance*, 13 (3), 15-24.
- Train, K.E., 2009, *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge University Press.
- Wozniak, K., 2012, Vertical restraints in the movie exhibition industry, mimeographed manuscript, NYU Stern.

Microeconomic Analysis of Cinema Demand Based on the Random Coefficients Logit Model

Yongkyu Ji* · Choon-Geol Moon**

Abstract

From KOBIS Database compiling administrative and marketing information on every movie on screen in Korea, we constructed weekly data on movie-goers and sales at the individual movie/province level. We then estimated a random coefficients logit model for cinema demand at the individual movie/week/province level.

The 13,077 own price elasticity estimates range widely from -8.585 to -7.402×10^{-6} , manifesting colorful preferences of individual movie-goers. Sample mean and median of these estimates are -0.890 and -0.610 , which are less elastic than the estimates from micro-level and macro-level studies on Spanish, German and Australian markets, and far more elastic than the estimate from a macro-level study on Korean market.

JEL Classification : L82, C25, C26, D12

Key Words : demand for cinema, own price elasticity of demand,
random coefficients logit model, differentiated goods,
KOBIS DB of KOFIC

* Post-Doc Researcher, Hanyang Economic Research Institute, Hanyang University, Seoul 04763, Korea; (e-mail) egbb99@naver.com

** [Corresponding Author] Professor, Department of Economics and Finance, Hanyang University, Seoul 04763, Korea; (phone) 82-2-2220-1035; (e-mail) mooncg@gmail.com