

인터넷 및 TV 홈쇼핑 채널 간의 소비자 선호 결정 요인

이광훈*

본 논문은 오프라인 쇼핑을 대체하는 새로운 유통 채널로서 뚜렷한 비중을 차지하고 있는 인터넷 및 TV 홈쇼핑에 대한 소비자들의 선택 결정 요인을 표본선택오차 문제를 고려한 핵킷 모형을 이용하여 분석하였다. 그 결과 연령이 낮을수록, 그리고 인터넷 경력, 인터넷 이용 시간, 보유 컴퓨터의 수 등에 있어서 인터넷 쇼핑 채널의 이용에 유리한 환경에 있을수록 인터넷 쇼핑에 대한 상대적 구매비중으로 측정된 인터넷 쇼핑에 대한 선호도가 높게 나타나고 있다. 반면에 성별이나 기혼여부 등 다른 인구통계학적 특성은 채널 간 구매비중에 유의한 영향을 미치고 있지 못하며, TV 시청시간이나 케이블 TV 서비스 가입 등 TV 홈쇼핑 이용 환경과 관련된 변수들 역시 별다른 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 또한 거래비용 절감의 유인이 큰 쇼핑빈도가 높은 구매자들일 수록 인터넷 쇼핑 채널을 TV홈쇼핑에 비해 상대적으로 많이 이용하는 것으로 나타났다. 채널 별 특성과 관련해서는 인터넷 쇼핑 채널이 TV 홈쇼핑 채널에 비해 편리하고, 신뢰할만하며, 신속하고, 다양하다는 구매자들의 인식이 인터넷 쇼핑 채널의 상대적 구매비중에 긍정적 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 반면에 인터넷 및 TV 홈쇼핑 유통 채널 간의 가격 수준에 대한 인식은 이러한 상대적 구매비중에 별 다른 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

Keywords: 카테고리 관리, 카테고리 전술, 상품구색, 가격정책, 매장진열, 상품보충, 카테고리 성과

I. 서론

인터넷 및 TV 홈쇼핑 채널은 직접 매장을 찾아 쇼핑을 하는 오프라인 쇼핑과 대별되는 대표적인 소매 유통 채널들이다.¹⁾ 특히 이들 두 채널에 초점을 맞추는 것이 의미를 갖는 것은 인터넷 TV나 디지털 케이블 TV 등이 등장하면서 인터넷과 TV의 융합(convergence)이 필연적인 기술적 경향으로 대두되고 있기 때문이다. 방송 서비스의 양방향성(Interactivity)이 제고되고 채널의 숫자가 크게 확대됨에 따라 인터넷 쇼핑과 TV 홈쇼핑의 채널의 유통 채널로서의 구분은 점차 무의미해지게 될 것이다. 하지만 적어도 아직까지는 인터넷 및 TV 홈쇼핑 채널 간의 특징들은 뚜렷이 구별되며, 이를 이용하는 소비자들의 특성 역시 달리 나타날 것으로 예상할 수 있다. 예컨대, 인터넷 쇼핑 채널은 TV 홈쇼핑 채널에 비해 다양하며, 양방향성이 강한데 반해, 그 활용을 위해서 인터넷에 대한 노하우를 축적해야 하고, 특정 제품들을 집중적으로 소비자에게 어필하는데 있어서 약점이 있다.

이러한 인터넷 및 TV 홈쇼핑 채널의 중요성은 정보기술(IT)의 발전에 힘입은 주문처리 및 배송 등의 영역에서의 혁신이 기존 오프라인 쇼핑 채널에 비해 뚜렷이 대비되는 거래비용의 감소를 가져옴에 따라 꾸준히 증대되어 왔다. 이를 반증하듯 이들 쇼핑 채널이 전체 유통 채널에서 차지하는 비중은 지속적으로

성장해왔다. 2001년 총 유통시장의 규모는 37.3조원이었으며, 이 중 인터넷 쇼핑이 3.4조원으로 약 9.0%의 비중을 차지하였으며, TV 홈쇼핑은 1.6조원으로 약 4.3%의 비중을 차지하였다. 2001년의 채널별 유통시장 점유율은 백화점이 44.3%로 가장 높았고, 그 다음으로 할인점이 37.0%를 차지하였으며, 인터넷 및 TV 홈쇼핑 채널은 13.3%로 세 번째이나, 오프라인 채널들에 비해 상당한 격차를 나타내었다. 2006년 총 유통시장은 67.9조원으로 성장한 가운데 인터넷 쇼핑이 13.6조원으로 20.1%, TV 홈쇼핑이 4.5조원으로 6.7%의 비중을 차지하여 인터넷 및 TV 홈쇼핑(26.8%)은 할인점(39.2%)에 이어 백화점(26.5%)을 앞서는 유통 채널로 자리 잡게 되었다. 이 5년의 기간 동안 총 유통시장은 연 평균 12.7% 성장하는 가운데 인터넷 및 TV 홈쇼핑은 연 평균 29.3%의 성장을 하여 그 비중이 꾸준히 상승해온 것이다.²⁾ 이러한 가운데, 인터넷 쇼핑 채널의 성장속도가 TV 홈쇼핑의 성장 속도보다 뚜렷이 빠른 것으로 나타나고 있으며, 이에 따라 전체 인터넷 및 TV 홈쇼핑에서 인터넷 쇼핑의 비중은 2001년 68%에서 2006년 75%로 증가하였다. TV 홈쇼핑의 경우 성장률이 2002년 정점에 달하면서 3.2조원의 규모에 이른 이후 상대적으로 정체하고 있는 상황이다. 하지만 인터넷 TV나 디지털 케이블 TV 등의 디지털 방송 서비스를 바탕으로 향후 TV 홈쇼핑에서도 양방향성이 크게 제고된 T-커머스(T-commerce)가 본격적으로

1) 원래 홈쇼핑은 TV 및 전화를 통한 TV홈쇼핑과 인터넷을 통한 인터넷 홈쇼핑을 모두 아우르는 용어이나 점차 TV 홈쇼핑만을 지칭하는 것으로 인식되고 있다. 따라서 혼동을 피하기 위해 인터넷 및 TV 홈쇼핑이라고 명시적으로 지칭하고자 한다.

2) 통계의 출처는 하나금융경영연구소(2006) 및 통계청(www.kosis.kr)이며, 일부 2006년 통계치는 전망치에 바탕을 두고 있다.

구현됨에 따라 TV 홈쇼핑의 새로운 성장 동력으로 작용할 것으로 기대되고 있다.(삼성경제연구원, 2005)

통계청 자료에 따르면³⁾ 진출입 장벽이 매우 낮은 인터넷 쇼핑의 경우 사업자수가 2001년 2009개에서 2006년 4590개로 증가하였으며, 방송위원회로부터의 허가를 필요로 하는 TV 홈쇼핑의 경우 1995년 GS홈쇼핑(당시 한국홈쇼핑)과 CJ홈쇼핑(당시 삼구쇼핑)의 복점체제로 출발한 이래, 2001년 롯데홈쇼핑(당시 우리홈쇼핑), 농수산홈쇼핑, 현대홈쇼핑 등 후발 3사가 가세하여 5개 사업자가 경쟁하는 현재의 시장 구조를 형성하였다.

본 연구는 IT 혁명에 힘입어 유력한 유통 채널로 자리 잡은 인터넷 및 TV 홈쇼핑 채널에서의 구매자 측면의 특성을 분석하고자 한다. 특히 인터넷과 TV의 융합이 아직은 초기 단계인 시점에서의 자료를 이용하여 상호 경쟁적인 유통채널의 성격이 강한 인터넷 쇼핑과 TV 홈쇼핑의 선택에 영향을 미치는 소비자들의 특성을 살펴보고자 한다. 또한 각 유통 채널 별 이용 정도 또는 지출규모에 영향을 미치는 소비자들의 특성도 아울러 살펴볼 것이다. 이러한 소비자들의 특성에는 연령, 성, 교육수준, 소득 등 인구통계학적 특성들과 TV 시청시간, 인터넷 이용 시간, 인터넷 이용 경력 등 채널별 이용 환경적 특성들을 고려하였다. 뿐만 아니라 두 쇼핑 채널의 저렴성, 편리성, 신뢰성, 신속성, 다양성 등에 대한 소비자들의 인식의 차이도 포함하였다. 구조화된 설문지를 통한 소비자 설문조사 결과 구축된 횡단면 자료를 바탕으로 분석을 시도하였다. 특히 인터넷 및 TV 홈쇼핑을 경험하지

못한 것으로 나타난 표본으로 인해 발생하는 표본선택오차(sample selection bias)를 적절히 고려하는 헵킷 모형을 이용하였다.

본 연구와 같이 유통시장에서 특정 채널을 선택하는 소비자의 특성에 대한 연구는 유통이나 마케팅 분야에서 꾸준히 있어 왔다. 특히 역사가 오래된 카탈로그 쇼핑을 중심으로 그러한 분석이 이루어져 왔으며, TV 홈쇼핑도 카탈로그 쇼핑과 본질적으로 크게 다르지 않은 것으로 취급된다. 많은 연구가 있지만 Lumpkin and Hawes(1985)이나 Shim and Drake(1990)의 경우가 그 예들이다. 이들은 기본적으로 인구 통계적 변수들의 차이에 따른 홈쇼핑 행태의 차이를 분석하였다. 1990년대 후반 이후 인터넷 쇼핑이 유력한 쇼핑 채널로 대두되면서, 이러한 인터넷 쇼핑과 오프라인 쇼핑 또는 다른 쇼핑 채널들과의 경쟁의 양태에 대해 분석하는 연구들이 많이 출현하였다. 초기에는 특히 인터넷 쇼핑 시장과 오프라인 쇼핑 시장에서의 동일제품에 대한 가격과 가격분산(price dispersion)에 대한 비교를 통해 인터넷 쇼핑 시장의 효율성의 검증에 초점을 둔 연구들이 많다. 이와 관련된 주요 연구들에 대한 서베이는 Smith et al. (1999)에서 찾아볼 수 있다. 하지만 이러한 인터넷 쇼핑과 오프라인 쇼핑 간의 가격 차이에 대한 연구들은 일관된 결과들을 보여주지는 못하고 있다. Lee (1997)는 인터넷과 실제 시장에서의 중고차가격에 대해 비교하여 인터넷 시장의 가격이 오히려 더 높게 나타남을 발견하였고, 1996-1997 사이의 책, CD, 소프트웨어에 대한 가격 데이터를 이용한 Bailey (1998) 역시 인터넷 시장의 가격이 더 높은 것으로 관

3) 통계청, 통계정보시스템 웹사이트 (www.kosis.kr)

측하였다. 반면 Brynjolfsson and Smith(1999)는 1998-1999 사이의 책과 CD에 대한 자료에 근거하여 인터넷 업체들의 가격이 더 낮은 것을 보였다. 한편 Ward(2001)는 인터넷 쇼핑과 오프라인 쇼핑, 그리고 카탈로그 쇼핑 간의 대체성을 동일 제품들에 대한 소비자 선택 자료로부터 분석하였고, 그 결과 인터넷 쇼핑은 카탈로그 쇼핑과의 대체성이 크다는 것을 밝혔다. 인터넷 쇼핑 이용자의 특성을 분석한 연구도 다양하게 이루어져 왔다. Li et al. (1999)는 소비자의 인터넷 구매가 인구통계학적 특성, 채널에 대한 이해와 채널의 유용성에 대한 인식 그리고 쇼핑의 지향에 의존함을 실증적으로 분석하였다. Donthu and Garcia (1999)는 인터넷 쇼핑 이용자의 성향을 다양한 측면에서 파악하였고, 아울러 인구통계학적 특성을 분석하였다. Dholakia and Uusitalo (2002)는 설문자료를 이용하여 오프라인 쇼핑 채널과 인터넷 쇼핑 채널에 대한 소비자들의 인식 차이와 소비자들의 인구통계학적 특성을 중심으로 두 채널을 이용하는 소비자들의 차이를 분석하였다. Dholakia and Chiang (2003)은 인터넷 쇼핑을 하는 남성과 여성의 차이에 대해 분석하기도 하였다. 최근에 Loke and Chan (2007)은 인터넷 보급률이 낮은 수준에 머물고 있는 말레이시아에서의 소비자들에 대한 설문을 바탕으로 미래에 인터넷 쇼핑을 할 가능성이 높은 소비자 요인들을 분석하기도 하였다.

국내에서도 다양한 연구가 이루어져 왔다. 김영숙·심미영(2002)은 설문조사 결과 수집된 자료를 바탕으로 TV 홈쇼핑 이용자들의 구매 결정 요인을 분석하고 있다. 이들은 특히 인구 통계적 특성 및 TV 이용 특성 그리고 크레딧 카드 소유 여부 등과 상품 구매 빈도

및 구매 상품의 종류를 연관시키는 연구를 하였다. 최창열(2004) 역시 TV홈쇼핑 이용자들의 구매 특성을 인구통계학적 특성과 구매자들의 인식과 연관시키는 연구를 하였다. 최근 박철·김동탁(2006)은 집포유형, 제품유형, 가격유형 등을 고려하여 인터넷 쇼핑과 오프라인 쇼핑 간의 가격수준 차이와 가격 편차에 초점을 맞추는 연구를 수행하였으며, 인터넷 쇼핑의 경우가 가격 수준이 낮고 특히 소용량 상품을 취급하는 순수 인터넷 쇼핑몰의 가격 수준이 낮음을 보이고 있다.

본 연구는 쇼핑 채널들 간의 선택의 문제를 다룬다는 측면에서 이러한 연구들과 맥을 같이한다. 특히 본 연구는 유사한 성격의 쇼핑채널의 범주로 묶을 수 있는 인터넷 쇼핑과 TV 홈쇼핑 채널 간의 선택에 있어서 영향을 미치는 소비자의 특성을 연구하는 것을 주된 목적으로 한다. 본 연구에서는 동일한 제품의 구매 여부로부터 대체적인(alternative) 유통 채널들 간의 경쟁 및 대체성을 규명하는 미시적 분석보다는 소비자들의 해당 채널을 통한 지출의 비중에 의해 채널들 간의 선호도를 파악하고자 한다. 소비자들의 인구통계학적 특성들과 인터넷 및 TV 사용 관련 특성들 그리고 두 채널의 정성적 특성에 대한 소비자들의 인식의 차이들이 이들 채널들 간의 상대적 선호도에 어떠한 영향을 미치는 가를 확인하게 될 것이다.

다음 장에서는 이러한 문제를 실증적으로 분석하기 위해 고려해야 하는 표본선택오차의 문제를 소개하고, 이러한 표본선택오차를 적절히 고려하는 Heckit모형에 대해 설명한다. 제 3 장에서는 설문으로부터 구축된 자료로부터 변수들을 구축하고, 이들과 관련된 기본 가설들을 정립하며, 이들의 기본적인 통계적 특성

을 소개한다. 제 4 장에서는 이렇게 구축된 자료를 바탕으로 Heckit모형을 추정한 구체적인 결과들과 그에 대한 해석을 제시하며, 제 5 장의 결론으로 본 논문을 마무리 하였다.

II. 추정모형

본 연구의 초점은 조사 시점을 기준으로 일년의 기간 동안 인터넷 및 TV 홈쇼핑을 경험한 소비자들에게 있어서 TV 홈쇼핑과 비교한 인터넷 쇼핑에 대한 선호도에 어떠한 요인들이 영향을 미치고 있는가 하는 것이다.

이러한 분석에 있어서 통상적인 최소제곱(Ordinary Least Squares; OLS) 추정은 적절한 방법이 아니다. 이 경우 종속변수인 TV 홈쇼핑과 비교한 인터넷 쇼핑 채널에 대한 선호도에 대한 관측 값은 일부에 대해서만 이용 가능한 중도 절단 표본(censored sample)의 특성을 갖는다. 즉 인터넷 및 TV 홈쇼핑에 대한 경험이 없는 구매자, 즉 인터넷 쇼핑도 TV 홈쇼핑도 이용해보지 않은 구매자의 경우에 이러한 선호도는 관측이 가능하지 않게 된다. 이 경우 종속변수의 관측치가 이용 가능하지 않은 구매자 그룹의 선호도를 0으로 놓고 추정을 하던지, 아니면 이들 구매자 그룹을 무시하고 관측치가 이용 가능한 구매자 그룹에 대해서만 추정을 하던지 OLS 추정은 비일치(inconsistent) 추정으로서 잘못된 결과를 낳게 된다는 것이 잘 알려져 있다.(Maddala, 1983) 이 경우 통상적으로 토빗(Tobit)모형을 이용하

여 종속변수의 값을 관찰할 수 없는 관측치를 다른 관측치들과 달리 취급함으로써 일치 추정 결과를 얻어낼 수 있다. 하지만 통상적인 토빗모형은 중도 절단(censoring)에 영향을 미치는 요인과 종속변수에 영향을 미치는 요인이 동일하고 같은 방향으로 영향을 미칠 경우에 한해 사용될 수 있다. 즉 토빗모형은 인터넷 및 TV 홈쇼핑 경험에 영향을 미치는 요인과 인터넷 쇼핑 채널에 대한 선호도에 미치는 영향이 동일하고 같은 방향으로 영향을 미친다고 전제할 수 있는 경우에 적절한 추정 모형이 된다. 하지만, 예컨대, TV시청 시간이 많은 구매자의 경우 TV홈쇼핑을 통한 인터넷 및 TV 홈쇼핑 경험을 가질 확률이 높게 될 개연성이 있으나, 인터넷 쇼핑 채널에 대한 선호에는 부정적인 영향을 미칠 것으로 기대할 수 있다. 이러한 예에서 알 수 있듯이 통상적인 토빗모형은 우리의 분석을 위해 적절하지 않으며, 그 대안으로 쉽게 접근할 수 있는 모형이 바로 Heckit(Heckit)모형이다.⁴⁾ 또한 Heckit모형에서는 분석 자료가 중도 절단인지 여부만 알면 추정이 가능한 반면에, 통상적 토빗모형은 관측치기 어떤 값에서 중도 절단되었는지를 알아야만 추정이 가능하다는 한계를 갖는다.

앞서 언급한 것처럼 우리의 분석에 있어서 종속변수의 관측치가 이용 가능하지 않은 구매자 그룹을 무시하고 관측치가 이용 가능한 구매자 그룹에 대해서만 추정을 함에 있어서 문제가 되는 것은 표본의 추출과정이 무작위가 아니며, 따라서 통상적 최소제곱추정방법은 표본선택오차(sample selection bias)를 낳는다는 것이다. 즉 이 경우 인터넷 및 TV 홈

4) 이 추정모형은 Heckman(1979)에 바탕을 두고 있으며, 따라서 통상 Heckit(Heckit) 모형으로 지칭된다. 자세한 내용은 Amemiya (1985)를 참조하라. 또한 지출 결정요인 분석에 대한 Heckit모형의 응용은 Saha et al. (1997) 등에서 찾아볼 수 있다.

쇼핑 경험자들만의 자료는 무작위로 추출(random sampling)된 자료가 아닌 체계적인 과정, 즉 구매자들의 인터넷 및 TV 홈쇼핑 경험 결정에 의해 선택된 자료인 것이다. Heckit 모형은 인터넷 및 TV 홈쇼핑 경험자들만의 자료를 분석함에 있어서 이러한 표본선택 오차를 교정하여 일치(consistent) 추정 결과를 얻을 수 있는 추정 모형이다. 통상적인 Heckit 모형은 이를 위해 두개의 방정식에 대한 추정 과정을 포함한다. 우선 선택방정식은 구매자들이 인터넷 및 TV 홈쇼핑 선택 결정을 설명하며, 표본의 중도 절단 과정에 숨어 있는 체계성을 파악한다. 인터넷 쇼핑 채널의 TV 홈쇼핑 채널에 대한 상대적 선호도를 설명하는 방정식이 주 방정식이 되는데, 앞서 파악된 중도 절단 과정의 체계성을 바탕으로 중도 절단된 표본, 즉 인터넷 및 TV 홈쇼핑 경험이 있는 구매자라면 이루어진 표본에 존재하는 자료선택편차에 대한 정보를 취득하고 이를 교정한 상태에서 추정이 이루어지게 된다.

구체적 추정모형은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$Y_{1i} = 1[X_{1i}\alpha + v_i > 0] \quad \text{- 선택 방정식(1)}$$

$$Y_{2i} = X_{2i}\gamma + u_i \quad \text{- 주 방정식(2)}$$

여기서 $1[\]$ 은 괄호안의 내용이 참일 경우에는 1 그렇지 않은 경우에는 0의 값을 갖는 지시함수(indicator function)이다. Y_{2i} 즉 인터넷 쇼핑에 대한 상대적 지출 비중은 $Y_{1i}=1$ 인 경우, 즉 소비자가 인터넷 및 TV 홈쇼핑에 대한 경험이 있을 경우에 한해 관찰된다. 선택 방정식 (1)은 인터넷 및

TV 홈쇼핑을 경험할 확률에 영향을 미치는 요인들을 선택모형으로 추정하는 것이고, 주 방정식 (2)에서는 이를 바탕으로 인터넷 및 TV 홈쇼핑을 경험한 소비자들의 인터넷 및 TV 홈쇼핑 채널 간 선호도에 영향을 미치는 요인을 표본선택오차를 고려하여 분석하게 된다. 전체 인터넷 및 TV 홈쇼핑 지출에서 차지하는 인터넷 쇼핑 지출의 상대적 크기로 소비자들의 인터넷 및 TV 홈쇼핑 채널 간 선호도를 측정하였으며, 여기에 영향을 미치는 요인들로는 소비자의 인구통계학적 특성들, 채널별 이용 환경적 특성들, 그리고 유통 채널들의 여러 가지 특성에 대한 소비자들의 인식 차이 등을 고려하게 된다.

두 방정식의 오차항 (v_i, u_i) 은 이변량 정규분포(bivariate normal)를 따르며, 각각의 분산과 두 오차항간 상관계수는 $(\sigma_v, \sigma_u, \rho_{vu}) = (1, \sigma_u, \rho)$ 와 같이 주어진다. 이로부터 다음의 관계를 얻을 수 있다.

$$E[Y_{2i}|Y_{1i}] = X_{2i}\gamma + \rho \frac{\phi(-X_{1i}\alpha)}{1 - \Phi(-X_{1i}\alpha)} \quad (3)$$

여기서 $\rho=0$ 이 아닌 한, 주 방정식 (2)에 대해 중도 절단된 표본만을 바탕으로 한 OLS추정은 표본선택오차로 인해 일치 추

정이 될 수 없다. 여기서 $\frac{\phi(-X_{1i}\alpha)}{1 - \Phi(-X_{1i}\alpha)}$ 는 표본선택오차를 고려하는 항으로서 '역 밀스 비율'(inverse Mills ratio)이라 부르며, $\phi(\)$ 와 $\Phi(\)$ 는 각각 표준정규분포의 확률밀도함수와 누적확률분포함수를 나타낸다. 이는 1단계 추정으로부터 $\frac{\phi(-X_{1i}\hat{\alpha})}{1 - \Phi(-X_{1i}\hat{\alpha})}$ 와

같이 그 값이 추정될 수 있으며, 이를 식 (3)에 적용하여 OLS 추정을 적용함으로써 γ 에 대한 일치 추정을 할 수도 있다.

본 논문에서는 이와 같은 OLS에 기초한 단계적 추정 대신, 유효성(efficiency) 측면에서 보다 우월한 최우추정(maximum likelihood estimation)방법에 의해 선택방정식과 주방정식을 추정하게 될 것이다. 이러한 최우추정방법은 두 방정식의 오차항의 결합 분포인 이변량 정규분포를 바탕으로 선택방정식과 주방정식을 단계적이 아닌 결합적으로 추정하는 방법이며, 단계적 추정방법에 비해 점근적으로 유효한 성질을 갖는 것으로 알려져 있다.

III. 변수 및 기본 가설

본 논문에서 분석을 위해 사용하고 있는 자료는 한국에 거주하는 15세 이상의 개인을 대상으로 '02년 9월 1일에서 31일 사이에 구조화된 설문지를 통한 설문조사를 통해 수집된 자료이다. 총 유효 표본은 786명이며, 인터넷 쇼핑과 TV 홈쇼핑의 선택이 원천적으로 봉쇄되는 인터넷을 이용하지 않거나, 케이블 방송을 시청하지 않는 소비자는 조사 대상에서 제외하였다.

<표 1>은 향후 분석에서 사용되는 종속변수와 설명변수들을 간략히 설명하고 있다.

주방정식의 종속변수는 전체 인터넷 및 TV 홈쇼핑에서 인터넷 쇼핑의 상대적 지출 비중이며, 이를 통해 TV홈쇼핑에 대한 인터넷 쇼핑의 상대적 선호도를 측정한다. 즉 두 채널을 통한 상대적 구매 비중의 크기를 해당 구매자의 인터넷 및 TV 홈쇼핑 채널들 간의

선호를 나타내는 대용변수(proxy)로 사용한다. 이처럼 상대적 비중을 통한 두 채널 간의 선택 문제를 분석을 하는 것은 동시성(simultaneity)의 문제를 효과적으로 피할 수 있는 장점이 있다. 즉 인터넷 쇼핑과 TV홈쇼핑 채널을 통한 구매 결정은 어느 한쪽이 다른 한쪽에 대해 영향을 주는 것이라기보다는 상호간에 영향을 주며 동시에 결정되는 것으로 보아야 하기 때문에, 어느 한 변수를 종속변수로 놓고 다른 한 변수를 설명변수로 놓아서 분석할 경우에 전형적인 동시성의 문제가 발생하게 된다. 이 경우 도구변수의 사용을 통해 추정해야 하지만 자료의 한계로 인해 적절한 도구변수를 찾는 것 자체가 매우 어려운 문제인 만큼 효과적인 방법이 되기 어렵다. 아울러 이러한 상대적 비중의 분석을 통한 채널 간 선호도 분석과는 별도로 인터넷 쇼핑과 TV 홈쇼핑 채널 각각에 대한 이용 정도를 나타내는 지출 규모에 대한 영향 요인을 별도로 분석하였다. 인터넷 쇼핑 채널을 통한 지출 규모와 TV 홈쇼핑을 통한 지출 규모가 각각의 모형에서 종속변수가 된다. 이를 통해 상대적 비중의 분석에서 놓치고 있는 채널 별 지출 규모와 관련된 영향 요인들을 분석함으로써 인터넷 및 TV 홈쇼핑 채널을 통한 소비자들의 구매행동에 대한 이해를 보완하고자 하였다. 이 경우 역시 해당 지출 규모는 해당 쇼핑 채널의 이용 경험이 있는 경우에 한해 관측되는 만큼 상대적 비중에 대한 분석의 경우와 마찬가지로 이유로 핵킷 모형을 통해 분석될 수 있다.

이러한 두 채널간의 선호는 채널들의 특성에 대한 소비자들의 인식에 영향을 받게 된다(Li et al., 1999, Donthu, and Garcia, 1999, Dholakia and Uusitalo, 2002, Loke and Chan, 2007). 따라서 구매자들이 유통 채널의

〈표 1〉 변수들에 대한 설명

변수명	변수 유형	설명
ISP_EX	실수	지난 1년간 인터넷 쇼핑 지출 (만원)
TSP_EX	실수	지난 1년간 TV 홈쇼핑 지출 (만원)
I_RATIO	실수	인터넷 쇼핑 지출/인터넷 및 TV홈쇼핑 지출
ISP	이진	지난 1년간 인터넷 쇼핑 구매 경험자 = 1
TSP	이진	지난 1년간 TV홈쇼핑 구매 경험자 = 1
OSP	이진	지난 1년간 인터넷 및 TV 홈쇼핑 구매 경험자 = 1
AGE	정수	연령
SEX	이진	남성 = 1
MARRIED	이진	기혼 = 1
EDU	범주 (Category)	고등학교 재학 = 1, 고졸 = 2 대학 재학 = 3, 대졸 = 4, 대학원 이상 = 5
HD_INCOM	실수	가구소득
TV_HR	실수	일일 TV 시청 시간
I_YRS	정수	인터넷 이용 경험(월)
I_HR	정수	일일 인터넷 이용 시간
CTV_CAT	이진	추가 채널 시청 = 1, 기본 채널 시청 = 0
COM_N	정수	가구내 컴퓨터의 수
FREQ	범주	쇼핑 빈도(5점 척도)
PR_I_T	이진	저렴성(구매자가 인터넷 쇼핑이 TV 홈쇼핑에 비해 저렴하다고 인식하고 있을 경우 1, 그렇지 않은 경우 0)
CV_I_T	이진	편리함
TR_I_T	이진	신뢰성
SP_I_T	이진	신속성
VA_I_T	이진	다양성
PR_I,PR_T	이진	저렴성(구매자가 오프라인 쇼핑에 비해 인터넷 쇼핑(I), TV홈쇼핑(T) 이 저렴하다고 인식하고 있을 경우 1, 그렇지 않은 경우 0)
CV_I,CV_T	이진	편리함
TR_I,TR_T	이진	신뢰성
SP_I,SP_T	이진	신속성
VA_I,VA_T	이진	다양성

선호를 결정하는 과정에서 어떠한 속성을 중요시 하는가가 고려되어야 한다. 유통 채널과 관련된 중요한 속성으로 해당 채널을 통해 얻

거나 저렴하게 재화와 서비스를 구매할 수 있는가, 얼마나 편리하게 구매할 수 있는가, 해당 유통 채널을 통한 구매가 얼마나 안전하고

신뢰할 만한가. 얼마나 신속하게 구매하고자 하는 재화와 서비스를 제공해주는가, 그리고 얼마나 다양한 재화와 서비스를 제공 하는가 등으로 구분해볼 수 있다. 이를 각각 저렴성, 편리성, 신뢰성, 신속성, 다양성 등으로 구분하고자 한다. 구매자들은 이러한 속성에 대해 긍정적으로 평가하는 유통 채널을 선호한다는 가설을 세워볼 수 있다.

가설 1 - 5 : 구매자들은 저렴성 (가설1) 편리성 (가설2), 신뢰성 (가설3), 신속성 (가설 4), 다양성(가설 5) 측면에서 보다 긍정적으로 평가하는 유통 채널을 보다 많이 이용한다.

이러한 가설을 확인하기 위한 관련 변수들은, 예컨대, 인터넷 쇼핑 채널이 TV 홈쇼핑에 비해 저렴하다고 인식하는 소비자들은 1의 값을 가지고, 나머지는 0의 값을 가지는 식으로 구축되었다.

이와 함께 채널 선택과 관련한 가입자의 선호체계의 차이로 인한 교란을 최대한 통제하기 위해서는 이러한 선호체계에 영향을 줄 것으로 기대되는 여러 가지 가입자 특성들을 고려해야 한다. 즉 유사한 인구통계학적 특성과 채널 이용환경을 가지는 가입자는 유사한 선호체계를 나타낸다고 볼 수 있으며 따라서 이러한 특성들을 모형에 고려함으로써 선호체계의 차이가 채널 이용에 대해 미치는 영향을 어느 정도 통제할 수 있다. 구매자의 인구 통계학적인 특성들로서 통상적으로 고려되는 변수들은 연령, 성별, 결혼유무, 교육수준, 소득수준 등이다. 특히 인터넷 활용에 대한 노후자가 많이 축적된 낮은 연령대의 인터넷 쇼핑

선호도가 높을 것으로 예상되며 (Dholakia and Uusitalo, 2002, Loke and Chan, 2007), 상대적으로 인터넷에 비해 TV에 대한 친화도가 높은 여성의 TV홈쇼핑 선호도가 높을 것이며 반대로 남성들은 상대적으로 인터넷 쇼핑에 대한 선호도가 높을 것이다. (Li et al., 1999, Loke and Chan, 2007), 특히 기혼 여성의 TV 홈쇼핑 선호도가 높을 것으로 예상된다 (Shim and Drake, 1990). 또한 교육수준이 높을수록 이용에 있어서 여러 가지 조치가 필요한 인터넷 쇼핑 채널의 선호도가 높을 것이며 (Donthu and Garcia, 1999, Dholakia and Uusitalo, 2002) 소득 수준은 채널 간의 선호보다는 지출 규모 및 경험확률에 영향을 줄 것으로 예상할 수 있다(Donthu and Garcia, 1999, Dholakia and Uusitalo, 2002). 이들 인구통계학적 특성을 나타내는 변수 들 중 교육수준은 고등학교 재학부터 대학원 졸업까지 다섯 단계로 구분하였으며, 소득의 경우 개인 소득이 없는 주부나 학생들의 행태를 설명함에 있어서 가구 소득이 적절할 것으로 가구 소득을 설명변수로 사용하였다.

가설 6: 구매자들의 연령이 낮을수록 인터넷 쇼핑 채널에 대한 선호도가 높을 것이다.

가설 7: 교육수준이 높을수록 인터넷 쇼핑 채널에 대한 선호도가 높을 것이다.

가설 8: 여성들의 TV 홈쇼핑 선호도가 높을 것이다.

가설 9: 기혼자들의 TV 홈쇼핑 선호도가 높을 것이다.

가설10: 소득 수준이 높을수록 인터넷 및 TV 홈쇼핑의 경험 확률과 각 채널 별 지출 규모가 커질 것이다.

채널별 이용 환경과 관련된 특성으로 고려되는 변수들은 일일 평균 TV 시청시간, 일일 평균 인터넷 이용 시간, 인터넷 이용 경력, 케이블 TV 서비스 타입, 컴퓨터 보유 대수, 쇼핑 빈도 등이다. 일일 평균 TV 시청 시간이 적을수록, 인터넷 이용 시간과 인터넷 이용 경력은 길수록 인터넷 쇼핑 채널에 대한 선호도가 높을 것으로 예상된다. 케이블 TV 서비스 타입은 기본 채널만을 제공하는 보급형 서비스의 가입자와 추가적 채널을 제공하는 서비스에 가입하여 보는 가입자를 구분하였다. 두 경우 모두 홈쇼핑 채널들은 비슷하게 포함되어 있으나, 채널의 수가 많은 경우 상대적으로 홈쇼핑 채널에의 노출 빈도가 떨어져 인터넷 및 TV 홈쇼핑 경험에는 부정적 영향을, 그리고 인터넷 쇼핑 선호도에는 긍정적 영향을 예상해볼 수 있다. 컴퓨터 보유 대수의 증가는 인터넷 쇼핑에 있어서 유리한 환경으로 해석될 수 있으며 (Li et al., 1999), 쇼핑 빈도가 높을수록 거래 비용을 줄이려는 인센티브가 커지므로 인터넷 및 TV 홈쇼핑을 경험하게 될 확률이 높아질 것으로 예상할 수 있다.

가설 11: TV 시청 시간이 많을수록 TV 홈쇼핑 채널에 대한 선호도가 높을 것이다.

가설 12: 인터넷 이용 시간이 길수록 인터넷 쇼핑 채널에 대한 선호도가 높을 것이다.

가설 13: 인터넷 이용 경험이 길수록 인터넷 쇼핑 채널에 대한 선호도가 높을 것이다.

가설 14: 추가 채널까지 포함한 다채널 시청자들의 TV 홈쇼핑 선호도가 떨어질 것이다.

가설 15: 컴퓨터 보유 대수가 많을수록 인터넷 쇼핑에 대한 선호도가 높을 것이다.

가설 16: 오프라인 쇼핑 빈도가 높을수록 인터넷 및 TV 홈쇼핑의 경험 확률이 높아질 것이다.

이상은 주방정식을 기준으로 설명 변수들을 설명하였으나, 추정 모형에서 설명하였듯이 주방정식과 선택방정식의 설명 변수들이 일치할 필요는 없다. 선택 방정식에서의 종속 변수인 인터넷 및 TV 홈쇼핑 경험 확률에 영향을 미치는 설명 변수들로 이상에서 고려된 인구통계학적 변수들과 채널별 이용 특성을 나타내는 변수들은 주방정식에서와 마찬가지로 이용하게 된다. 다만 쇼핑 채널의 특성에 대한 소비자들의 인식 차이를 나타내는 변수들은 인터넷 쇼핑 채널과 TV 홈쇼핑 채널 간의 특성에 대한 인식 차이 대신에 인터넷 및 TV 홈쇼핑 채널 전반과 오프라인 채널 간의 특성에 대한 인식 차이로 대체하는 것이 자연스러운 설명변수 선택이 될 것이다. 마찬가지로 인터넷 쇼핑 채널을 통한 지출 규모 및 TV 홈쇼핑 채널을 통한 지출 규모를 설명하는 모형에 있어서는 해당 채널과 여타 채널 간의 저렴성, 편리성, 신뢰성, 신속성, 다양성에 대한 인식의 차이를 나타내는 변수를 사용하게 된다.

다음의 <표 2>는 이들 변수들의 기본적인 통계 값들을 제시하고 있다. 인터넷 및 TV

〈표 2〉 변수들의 기본 통계

	Mean	Std. Err.	Min.	Max.
ISP_EX	14.632	59.454	0	800
TSP_EX	25.037	62.116	0	700
L_RATIO	0.322	0.423	0	1
ISP	0.270	0.444	0	1
ISP	0.485	0.500	0	1
OSP	0.613	0.487	0	1
AGE	38.079	13.976	15	80
SEX	0.385	0.487	0	1
MARRIED	0.739	0.439	0	1
EDU	2.739	1.068	1	5
HD_INCOM	304.924	250.420	30	4000
TV_HR	3.164	1.672	0	6
L_YRS	26.936	26.798	0	137
L_HR	1.564	2.106	0	15
CTV_CAT	0.851	0.356	0	1
COM_N	0.992	0.595	0	3
FREQ	2.907	1.848	0	6
PR_I_T	0.538	0.499	0	1
CV_I_T	0.436	0.496	0	1
TR_I_T	0.237	0.425	0	1
SP_I_T	0.384	0.487	0	1
VA_I_T	0.567	0.496	0	1
PR_O	0.800	0.400	0	1
CV_O	0.796	0.403	0	1
TR_O	0.242	0.428	0	1
SP_O	0.441	0.497	0	1
VA_O	0.435	0.496	0	1
PR_I	0.467	0.499	0	1
CV_I	0.380	0.486	0	1
TR_I	0.080	0.272	0	1
SP_I	0.229	0.420	0	1
VA_I	0.302	0.459	0	1
PR_T	0.244	0.430	0	1
CV_T	0.525	0.500	0	1
TR_T	0.123	0.329	0	1
SP_T	0.153	0.360	0	1
VA_T	0.071	0.257	0	1

홈쇼핑 경험을 나타내는 OSP의 평균값에서 전체 유효 표본 중 인터넷 쇼핑이나 TV 홈쇼핑을 경험한 구매자의 비중은 61.3%, 482표본임을 알 수 있다. 따라서 나머지 304표본이 주방정식에서 종속변수의 관측치가 이용가능하지 않은 중도 절단(censored)된 표본이다. 앞서 설명한 바와 같이 482표본만을 가지고 인터넷 쇼핑 채널과 TV홈쇼핑 채널 간의 상대적 선호도를 측정하는 것은 표본선택의 오차가 발생할 수 있으므로 이를 적절히 고려하는 Heckit모형을 이용하여 추정하게 된다.

IV. 추정 결과

본격적으로 채널 간 상대적 구매 비중에 대한 결정 요인의 분석을 통해 채널 간 선호도에 대한 영향 요인들을 제시하기에 앞서, 다음의 <표 3>과 <표 4>는 각각 인터넷 쇼핑 채널과 TV 홈쇼핑 채널을 통해 지출 규모에 대한 영향요인에 대한 추정 결과들을 제시하고 있다. 이러한 분석은 상대적이 아닌 절대적 측면에서 각 채널들에 대한 이용정도에 영향을 주는 요인을 제시해주게 된다. 따라서 이러한 분석 결과는 상대적 구매 비중의 분석과정에서 불가피하게 간과되고 있는 인터넷 및 TV 홈쇼핑 유통 채널과 관련한 소비자의 구매 행동의 특성을 보완적으로 분석하는 내용으로 볼 수 있다.

우선 <표 3>의 결과를 보면, 벤치마크로 제시되고 있는 토빗모형의 결과가 Heckit모형의 결과와 상당히 상이하게 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 변수들의 유의성 측면에서 오히려 Heckit모형에서의 선택 방정식의 결과가 토

빗모형의 결과와 유사성을 나타내고 있는데, 이는 결국 토빗모형에서 중도 절단(censoring)에 영향을 미치는 요인, 즉 인터넷 쇼핑 경험에 영향을 미치는 요인과 인터넷 쇼핑 지출규모에 영향을 미치는 요인이 같은 방향으로 영향을 미치도록 강제함으로 인해 생기는 현상으로 이해될 수 있다. 한편 Heckit모형에서 고정하고 있는 표본선택오차의 통계적 유의성은 취약한 것으로 나타나고 있다. 교육 수준이 높을수록 쇼핑 지출이 높은 것으로 나타나고 있으나, 인터넷 이용경력이 오래될수록 오히려 인터넷 쇼핑 지출 규모는 줄어드는 것으로 나타나고 있다. 인터넷 쇼핑 채널에 대한 소비자의 인식이나 다른 인구통계학적 특성 및 인터넷 쇼핑 채널 이용 환경적 특성들은 인터넷 쇼핑 채널을 통한 지출규모에 통계적으로 유의한 영향을 주고 있지 않다.

반면에 많은 요인들이 인터넷 쇼핑 채널을 통한 구매를 경험할 확률에 영향을 주고 있다. 연령이 낮고, 교육 수준이 높을수록, 그리고 남성보다는 여성이 인터넷 쇼핑 채널을 경험할 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 또한 인터넷 이용시간이 길수록, 컴퓨터 보유 대수가 많을수록 오프라인 쇼핑 빈도가 높을수록 역시 인터넷 쇼핑 채널을 경험할 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 인터넷 쇼핑 채널에 대한 소비자의 인식들도 이러한 경험 확률에 영향을 주고 있는데, 편리성, 신뢰성, 다양성 등의 요인이 인터넷 쇼핑 채널을 경험할 확률을 높이고 있는 것으로 나타났다. 반면에 인터넷 쇼핑 채널의 저렴성이나 신속성에 대한 구매자들의 인식은 인터넷 쇼핑 채널을 경험할 확률에 긍정적 영향을 주고 있지 않는 것으로 나타났다.

다음으로 <표 4>의 결과에 있어서도, 벤치

〈표 3〉 인터넷 쇼핑 지출규모 결정 요인 추정 결과^a

	Tobit 모형		Heckit 모형			
	추정값	P값	주방정식 (종속변수=ISP_EX)		선택방정식 (종속변수=ISP)	
추정값			P값	추정값	P값	
AGE	-5.831	0.000 **	-0.200	0.799	-0.031	0.000 **
SEX	-25.837	0.042 *	15.121	0.451	-0.289	0.024 *
MARRIED	48.775	0.006 **	7.764	0.709	0.219	0.228
EDU	23.139	0.001 **	17.950	0.002 **	0.215	0.000 **
HD_INCO M	0.010	0.733	0.024	0.553	0.000	0.876
TV_HR	-10.804	0.010 **	-0.880	0.837	-0.035	0.351
L_YRS	0.586	0.011 *	-0.655	0.050 *	0.012	0.000 **
L_HR	2.342	0.418	-1.662	0.573	0.041	0.184
CTV_CAT	-50.614	0.003 **	-4.631	0.711	-0.074	0.672
COM_N	39.576	0.032 *	43.877	0.109	0.258	0.018 *
FREQ	2.184	0.558	-1.641	0.717	0.092	0.005 **
PR_I	-0.225	0.985	-7.193	0.573	0.120	0.312
CV_I	15.650	0.222	-0.356	0.975	0.260	0.035 *
TR_I	67.729	0.006 **	22.152	0.393	0.485	0.014 *
SP_I	-2.397	0.870	-14.911	0.398	0.124	0.375
VA_I	40.365	0.003 **	11.853	0.208	0.482	0.000 **
			표본선택오차 검정 (Wald Test, H0: $\rho=0$): $Pr(\chi^2(1)>1.71) = 0.1916$			
			전체 관측치의 수 = 786			
			중도절단(censored) 관측치의 수 = 574			
			비중도절단(uncensored) 관측치의 수 = 212			

^a *, ** 는 각각 해당 변수가 5% 및 1%의 유의수준에서 종속변수에 대해 유의한 영향을 미치고 있음을 나타낸다.

마크로 제시되고 있는 토빗모형의 결과가 Heckit모형의 결과와 상당히 상이하게 나타나고 있다. Heckit모형에서 교정하고 있는 표본선택 오차의 통계적 유의성 역시 마찬가지로 취약한 것으로 나타나고 있다. TV 홈쇼핑에 대한 지출 규모에 대해서는 컴퓨터의 수만이 긍정

적 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 보유 컴퓨터의 대수가 많을수록 TV 홈쇼핑에 대한 지출 규모가 커지는 것으로 나타나는 것은, 컴퓨터의 대수가 인터넷 이용 환경을 나타내는 측면으로서 추정모형에서 작용하였기 보다는 소득 수준이나 소비 수준을 나타내는

〈표 4〉 TV 홈쇼핑 지출 규모 결정 요인 추정 결과^a

	Tobit 모형		Heckit 모형			
	추정값	P값	주방정식 (종속변수=TSP)		선택방정식 (종속변수=TSP_EX)	
	추정값	P값	추정값	P값	추정값	P값
AGE	-0.881	0.013 *	0.589	0.149	0.002	0.698
SEX	-43.868	0.000 **	-14.304	0.071	-0.441	0.000 **
MARRIED	39.373	0.001 **	-11.223	0.291	0.635	0.000 **
EDU	4.138	0.300	6.478	0.125	0.179	0.001 **
HD_INCOM	0.016	0.367	0.032	0.144	0.000	0.358
TV_HR	2.823	0.219	4.151	0.097	0.084	0.005 **
I_YRS	0.100	0.677	0.117	0.647	0.002	0.418
I_HR	-4.898	0.051	-2.675	0.219	-0.019	0.523
CTV_CAT	-48.129	0.000 **	-13.977	0.286	-0.208	0.129
COM_N	3.855	0.584	15.454	0.037 *	0.003	0.977
FREQ	1.551	0.498	0.044	0.986	0.071	0.011 *
PR_T	6.675	0.477	3.608	0.717	0.173	0.148
CV_T	12.079	0.127	2.488	0.765	0.303	0.003 **
TR_T	47.343	0.001 **	16.044	0.262	0.595	0.000 **
SP_T	18.740	0.111	6.602	0.582	0.269	0.067
VA_T	-10.300	0.501	-7.099	0.667	-0.065	0.737
			표본선택오차 검정 (Wald Test, H0: $\rho=0$):			
			$Pr(\chi^2(1) > 1.50) = 0.2207$			
			전체 관측치의 수 = 786			
			중도절단(censored) 관측치의 수 = 405			
			비중도절단(uncensored) 관측치의 수 = 381			

^a *, ** 는 각각 해당 변수가 5% 및 1%의 유의수준에서 종속변수에 대해 유의한 영향을 미치고 있음을 나타낸다.

측면으로 작용하였기 때문인 것으로 보인다. 유의수준을 10%까지 완화할 경우 남성의 TV 홈쇼핑 채널을 통한 지출규모가 여성에 비해 작게 나타나고 있으며, TV 시청 시간이 길수록 TV 홈쇼핑 채널을 통한 지출규모가 커지는 것으로 나타나고 있다.

지출규모와는 달리 TV 홈쇼핑 채널을 통한 구매경험에는 역시 많은 요인들이 그 확률에 영향을 주고 있다. 인구통계학적 특성과

관련하여 고학력일수록, 남성보다 여성이, 미혼보다는 기혼자가 TV 홈쇼핑 채널 경험 확률이 높은 것으로 나타났다. 또한 오프라인 쇼핑 빈도가 높을수록 TV 홈쇼핑 채널 경험 확률도 높아지는 것으로 나타났다. TV 홈쇼핑 채널의 특성에 대한 소비자의 인식들 가운데 편리성과 신뢰성 등의 요인이 TV 홈쇼핑 채널을 경험할 확률에 긍정적 영향을 주고 있지 않는 것으로 나타났다.

<표 5> 상대적 구매 비중 결정 요인에 대한 추정 결과^a

	OLS 모형		Heckit 모형			
	추정값	P값	주방정식 (종속변수=L_RATIO)		선택방정식 (종속변수=OSP)	
추정값			P값	추정값	P값	
AGE	-0.007	0.000 **	-0.008	0.000 **	-0.012	0.036 *
SEX	0.043	0.189	-0.036	0.517	-0.375	0.002 **
MARRIED	-0.163	0.001 **	-0.092	0.236	0.342	0.041 *
EDU	-0.007	0.673	0.027	0.271	0.218	0.000 **
HD_INCOM	0.000	0.343	0.000	0.971	0.000	0.427
TV_HR	-0.014	0.081	-0.003	0.787	0.038	0.269
L_YRS	0.001	0.096	0.002	0.016 *	0.005	0.036 *
L_HR	0.022	0.012 *	0.018	0.049 *	-0.014	0.621
CTV_CAT	0.042	0.273	0.019	0.654	-0.168	0.211
COM_N	0.056	0.026 *	0.058	0.032 *	0.086	0.314
FREQ	0.008	0.330	0.016	0.086	0.077	0.006 **
PR_I_T	0.014	0.661	0.018	0.542		
CV_I_T	0.125	0.001 **	0.131	0.000 **		
TR_I_T	0.141	0.001 **	0.152	0.000 **		
SP_I_T	0.138	0.000 **	0.112	0.017 *		
VA_I_T	0.061	0.058	0.061	0.040 *		
PR_O					-0.060	0.578
CV_O					0.327	0.029 *
TR_O					0.508	0.011 *
SP_O					-0.085	0.423
VA_O					-0.070	0.439
			표본선택오차 검정 (Wald Test, H0: $\rho=0$):			
			$Pr(\chi^2(1)>5.52) = 0.018*$			
			전체 관측치의 수 = 786			
			중도절단(censored) 관측치의 수 = 304			
			비중도절단(uncensored) 관측치의 수 = 482			

^a *, ** 는 각각 해당 변수가 5% 및 1%의 유의수준에서 종속변수에 대해 유의한 영향을 미치고 있음을 나타낸다.

상대적 비중의 결정 요인의 분석을 통해 인터넷 및 TV 홈쇼핑 채널 간 선호 결정요인을 제시하기 위한 Heckit 모형에 대한 최우 추정법에 바탕을 둔 추정결과가 <표 5>에 제시되어 있다. 아울러 벤치마크 모형으로 토빗

모형이 아닌 OLS 모형에 대한 추정 결과가 제시되어 있다. 이는 앞서 언급한 것과 같이 상대적 비중으로 주어진 종속변수의 관측치 중 인터넷 및 TV 홈쇼핑을 경험하지 못해서 중도 절단 된 관측치의 경우에는 아예 정의

되지 않는 값을 갖게 된다. 따라서 어떤 값에서 중도 절단되었는지를 지정해줄 수 없기 때문에 전통적 토빗모형은 적용이 가능하지 않으며, 따라서 대신 OLS 모형에 대한 추정 결과를 벤치마크로 제시하였다.

우선 모형 설정의 적절성과 관련해서 표본 선택오차 존재의 여부를 검정하기 위한 카이 제곱 검정의 결과 $\rho=0$ 이라는 귀무가설은 5% 유의수준에서 기각되어 Heckit모형에 의한 추정이 적절함을 나타내고 있다. 그럼에도 불구하고 이러한 표본선택오차를 고려하지 않은 OLS모형의 추정결과가 Heckit모형의 추정결과 간에 변수들의 유의성과 관련해서 큰 차이는 나타나고 있지 않다. OLS모형의 추정결과에서 기혼자의 유의성이 매우 높게 나타난데 반해서 인터넷 이용 경력과 채널의 속성에 대한 인식 중 다양성에 대한 인식의 영향의 유의성이 다소 낮아진 점이 주된 차이점들이다.

우선 주 방정식에 대한 추정결과를 살펴보면, 인구통계학적 특성과 관련해서 연령이 낮을수록 인터넷 쇼핑 채널에 대한 상대적 지출 비중이 높게 나타나고 있다는 점을 제외하고 인터넷 쇼핑 채널의 TV 홈쇼핑 채널에 대한 상대적 선호도에 별 다른 영향을 미치지 못하고 있는 것으로 나타나고 있다. 특히 예상과는 달리 여성의 인터넷 쇼핑 채널 대비 TV 홈쇼핑 선호도가 특별히 유의하게 높게 나타나고 있지 않은 점은 주목할 만하다.

반면에 채널별 이용 환경과 관련한 여러 가지 특성 들 중에서는 주로 인터넷 쇼핑 채널의 이용에 유리한 환경들이 유의한 영향을 나타내고 있다. 즉 인터넷 이용 경력이 오래 될수록, 일일 인터넷 이용 시간이 길수록 그리고 가구 내 보유하고 있는 컴퓨터의 수가

많을수록 인터넷 쇼핑 채널을 TV홈쇼핑 채널에 비해 선호하는 것으로 나타나고 있다. 반면에 TV홈쇼핑 채널의 이용 환경과 관련된 일일 TV 시청 시간이나 케이블 TV 서비스 가입 등은 채널 간 선호에 있어서 유의한 영향을 나타내지 못하고 있다. 유의성이 다소 취약하기는 하지만 10% 유의수준에서 쇼핑 빈도 역시 인터넷 쇼핑의 상대적 선호에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타나고 있는데, 이는 쇼핑 빈도가 높아 거래 비용을 줄일 유인이 클수록 인터넷 쇼핑 채널을 TV홈쇼핑에 비해 상대적으로 선호하는 것으로 해석될 수 있다.

다섯 가지로 구분된 채널들의 특성 중에 저렴성을 제외한 편리성, 신뢰성, 신속성, 다양성 등 네 가지 특성에 대한 구매자들의 인식의 차이가 구매자들의 인터넷 및 TV 홈쇼핑 채널 간 선호도에 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 즉 인터넷 쇼핑 채널이 TV 홈쇼핑 채널에 비해 편리하고 신뢰할만하며, 신속하고, 다양하다고 하는 특성들에 대한 구매자들의 인식이 구매자들로 하여금 인터넷 쇼핑 채널을 TV홈쇼핑에 비해 상대적으로 더 선호하도록 만들고 있다. 반면에 저렴성이라는 측면은 인터넷 쇼핑 채널이 TV홈쇼핑에 비해 특별히 구매자들을 유인하는 특성이 되지 못하고 있음은 주목할 만한 하다.

아울러 선택 방정식에 대한 추정 결과를 살펴보면, 우선 인구통계학적 특성들은 소득을 제외하고는 인터넷 및 TV 홈쇼핑 경험 확률에 모두 영향을 미치고 있다. 나이가 어릴수록 인터넷 및 TV 홈쇼핑 경험 확률이 높은 것으로 나타나고 있는데, 이를 주 방정식의 추정 결과와 결합해서 고찰해보면, 나이가 어릴수록 인터넷 쇼핑에 대한 강한 선호로

인해 인터넷 및 TV 홈쇼핑 경험 확률이 높아지는 것으로 볼 수 있다. 또한 교육 수준이 높을수록 인터넷 및 TV 홈쇼핑을 경험할 확률이 높아지는 것으로 나타나는 데, 이는 인터넷 및 TV 홈쇼핑의 수행에 있어서 인터넷을 통한 결제 등의 추가적 지식의 습득을 요구하는 것과 관련되는 것으로 해석이 가능하다. 또한 여성 및 기혼자의 인터넷 및 TV 홈쇼핑 경험 확률이 높은 것으로 나타나고 있다.

채널별 이용 환경적 특성들과 관련해서는 인터넷 이용 경력과 쇼핑 빈도만이 인터넷 및 TV 홈쇼핑 경험 확률에 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 쇼핑 빈도가 높을수록 거래 비용을 줄일 유인이 큰 만큼 인터넷 및 TV 홈쇼핑을 경험할 확률이 커지는 것으로 볼 수 있다. 반면에 여타의 채널별 이용 환경적 특성들은 이러한 확률을 높이는 데 유의성 있는 영향력을 나타내고 있지 않다.

쇼핑 채널의 특성과 관련한 결과를 살펴보면, 편리성과 신뢰성의 두 가지 특성에 대한 소비자들의 인식이 인터넷 및 TV 홈쇼핑 채널의 경험 확률에 영향을 주고 있다. 반면에 저렴성, 신속성, 다양성 등의 특징에 대한 소비자들의 인식은 인터넷 및 TV 홈쇼핑 경험 확률에 영향을 주지 못하고 있다. 즉 인터넷 및 TV 홈쇼핑 채널이 편리하고 신뢰할 만하다고 인식하는 구매자들은 실제 인터넷 및 TV 홈쇼핑 채널을 선택하게 되는 확률이 유의하게 크게 나타나는 반면에, 인터넷 및 TV 홈쇼핑 채널이 저렴하거나, 신속하거나, 다양하다고 인식하는 구매자들은 특별히 인터넷 및 TV 홈쇼핑 채널을 선택할 확률이 유의하게 높게 나타나고 있지 않다. 특히 인터넷 및 TV 홈쇼핑을 경험 확률이 인터넷 및 TV 홈

쇼핑이 오프라인 쇼핑에 비해 저렴하다는 구매자들의 인식으로 인해 높아지지 않는다는 점은 흥미롭다.

V. 결론

인터넷 및 TV 홈쇼핑을 통한 유통 시장은 이미 기존의 오프라인 유통 시장의 중요한 대안으로 자리 잡고 있다. 본 연구에서는 이러한 인터넷 쇼핑 채널과 TV 홈쇼핑 채널 간의 상대적 선호도에 영향을 주는 소비자 특성들을 규명하고자 했다. TV 홈쇼핑 대비 인터넷 쇼핑 채널에의 상대적 매출 비중으로 두 채널간의 상대적 선호도를 측정하였고, 이를 설명하는 변수들로 연령, 성, 결혼여부, 교육 수준, 소득수준 등의 인구통계학적 변수들과 일일 TV 시청 시간, 일일 인터넷 이용 시간, 인터넷 이용 경력, 케이블 TV 서비스 타입, 보유 컴퓨터 대수, 쇼핑 빈도 등 채널별 이용 환경에 관련된 특성을 나타내는 변수들이 포함되었다. 또한 소비자들이 저렴성, 편리성, 신뢰성, 신속성, 다양성 등의 채널별 특성에 있어 대해 가지고 있는 인식의 차이 역시 변수화하여 설명변수로 포함하였다.

종속변수인 두 채널간의 상대적 지출비중은 인터넷 쇼핑이든 TV 홈쇼핑이든 인터넷 및 TV 홈쇼핑을 경험해본 사람들에게 한해 관측되는 만큼, 먼저 인터넷 및 TV 홈쇼핑을 경험할 확률에 영향을 미치는 요인들에 대한 추정치를 바탕으로 두 채널간의 상대적 선호도에 영향을 미치는 요인들을 효과적으로 추정하는 Heckit 모형을 사용하였다. Heckit 모형은 종속 변수의 관측치가 일부 표본에 대해 이용가능하

지 않은 중도 절단 표본 (censored sample)의 분석에 있어서 발생하는 표본선택오차를 적절하게 고려하여 추정하는 것을 가능하게 해준다.

추정결과 연령이 낮을수록, 그리고 인터넷 경력, 인터넷 이용 시간, 보유 컴퓨터의 수 등에 있어서 인터넷 쇼핑 채널의 이용에 유리한 환경에 있을수록 인터넷 쇼핑에 대한 상대적 선호도가 높게 나타나고 있다. 반면에 성별이나 기혼여부 등 다른 인구통계학적 특성들은 채널 간 선호도에 유의한 영향을 미치고 있지 못하며, TV 시청시간이나 케이블 TV 서비스 가입 등 TV홈쇼핑 이용 환경과 관련된 변수들 역시 별다른 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 또한 거래비용 절감의 유인이 큰 빈번한 구매자들일 수록 인터넷 쇼핑 채널을 TV홈쇼핑에 비해 선호하는 것으로 나타났다.

채널 별 특성과 관련해서는 인터넷 쇼핑 채널이 TV 홈쇼핑 채널에 비해 편리하고, 신뢰할만하며, 신속하고, 다양하다는 구매자들의 인식이 인터넷 쇼핑 채널의 상대적 선호에 긍정적 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 반면에 두 쇼핑 채널 간의 가격 수준에 대한 인식은 이러한 상대적 선호에 별 다른 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

이러한 결과를 통해 대표적인 신 유통 채널인 인터넷 쇼핑과 TV홈쇼핑 간의 소비자들의 선택과 선호에 영향을 주는 요인들을 파악할 수 있었다. 이를 통해 인터넷 및 TV 홈쇼핑 유통 채널의 진화와 관련된 몇 가지 시사점을 도출해볼 수가 있을 것이다. 특히 서비스가 현실화되고 있는 인터넷 TV나 디지털 케이블 TV 등은 상대적으로 정체되어 있는 TV 홈쇼핑 채널의 성장을 촉진하는 계기

가 될 것으로 기대되고 있다. 이러한 디지털 TV 방송 서비스를 통해 양방향성이 대폭 강화된 T-커머스(T-commerce)의 구현은 TV 홈쇼핑 채널의 사용 편의성을 제고시키고 제품의 다양성을 증진시킬 뿐 아니라 정보가 양방향으로 소통됨으로 인해 신뢰성도 제고시키는 효과를 갖게 될 것으로 예상되고 있다. 본 논문의 분석결과에 따르면, 인터넷 쇼핑 채널을 TV홈쇼핑 채널에 비해 상대적으로 선호하게 만드는데 있어서 이러한 신뢰성, 편리성, 신속성, 다양성 등에 있어서의 채널 특성의 차이가 유의한 영향을 미치고 있는 만큼, 다 채널 방송의 디지털화와 그에 따른 T-커머스(T-commerce)의 구현은 인터넷 쇼핑 채널과 TV 홈쇼핑 채널의 특성상의 차이를 일정 부분 좁힘으로써 TV 홈쇼핑 채널 상대적 비중이 다시 증가하는 계기가 될 것으로 예상할 수 있다.

마지막으로 이상의 결과들이 자료의 한계로 인해 제한된 의미를 가짐을 지적하면서 논문을 마무리하고자 한다. 특히 미래 인터넷 및 TV홈쇼핑 유통 채널과 관련하여 보다 풍부한 전망을 하기 위해서는 구매자들의 행태를 동태적으로 분석하는 것이 필요하며, 이를 위해서는 일정 기간 동안 패널 형태의 자료를 구축하는 것을 필요로 한다. 또한 설문 자료를 바탕으로 한 분석보다는 채널별 실제 구매자 자료를 토대로 분석하는 것이 훨씬 결과의 신뢰성을 높일 수 있을 것이다. 이러한 자료의 한계로 인한 연구의 한계가 가까운 시일 내에 해결되기를 기대한다.

논문접수일 : 2007. 08. 29

논문게재일 : 2007. 10. 06

참고문헌

- 김영숙, 심미영 (2002), "Cable TV 홈쇼핑 이용 소비자의 특성 및 소비자 특성별 상품구매 결정요인 분석," *대한지정학회지*, 40, 1-19
- 박철, 김동탁 (2006), "온라인과 오프라인 유통경로의 가격비교에 관한 연구: 점포, 제품, 가격유형에 따른 차이를 중심으로," *유통연구*, 11, 99-124
- 최창열 (2004), "TV 홈쇼핑 이용자의 구매특성에 대한 실증분석," *유통정보학회지*, 7, 85-110
- 삼성경제연구소 (2005), TV홈쇼핑의 신성장동력 T-커머스, 삼성경제연구소
- 하나금융경영연구소 (2006), 주요 유통업태 현황 및 2007년 전망, 하나금융경영연구소
- Amemiya, Takeshi (1985), *Advanced Econometrics*, Cambridge, MA, Harvard University Press.
- Bailey, Joseph P. (1998), *Electronic Commerce: Prices and Consumer Issues for Three Products: Books, Compact Discs, and Software*, Paris, OECD
- Brynjolfsson, Erik and Michael D. Smith (1999), "Frictionless Commerce? A Comparison of Internet and Conventional Retailers" Working Paper
- Dholakia, Ruby R. and Kuan-Pin Chiang (2003), "Shoppers in cyberspace: are they from Venus or Mars and does it matter?," *Journal of Consumer Psychology* 13, 171-176
- Dholakia, Ruby R. and Outi Uusitalo (2002), "Switching to electronic stores: consumer characteristics and the perception of shopping benefits," *International Journal of Retail & Distribution Management*, 30, 459-469.
- Donthu, Naveen. and Adriana Garcia (1999), "The Internet shopper," *Journal of Advertising Research*, 32, 52-58.
- Heckman, James (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47, 153-161.
- Lee, Ho G. (1997) "Do Electronic Marketplaces Lower the Price of Goods," *Communications of the ACM*, 41, 70-80.
- Li, Hairong, Kuo, Cheng and Martha G. Russell (1999), "The Impact of Perceived Channel Utilities, Shopping Orientations, and Demographics on the Consumer's Online Buying Behavior," *Journal of Computer-Mediated Communications*, 5, <http://jcmc.indiana.edu/>
- Loke, Yiing J., and Wei Y. Chan (2007) "Seasoned and Potential Internet Shoppers: A Multinomial Logit Analysis," *Applied Economics Letters* 14, 43-47
- Lumpkin, James R., and Jon M. Hawes (1985), "Retailing without stores: An examination of catalog shoppers," *Journal of Business Research*, 13, 139-151.

Maddala, G. S., (1983), *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge, Cambridge University Press.

Saha, Atanu, Oral Capps and Patrick J. Byrne (1997), "Calculating marginal effects in models for zero expenditures in household budgets using a Heckman-type correction," *Applied Economics*, 29, 1311-1316.

Shim, Soyeon and Mary F. Drake (1990), "Consumer Intention to Utilize Electronic Shopping," *Journal of Direct Marketing*, 4, 22 - 33.

Smith, Michael D., Joseph P. Bailey, and Erik Brynjolfsson, (2000) "Understanding Digital Markets: Review and Assessment," in Brynjolfsson, Erik and Brian Kahin (eds.), *Understanding the Digital Economy*. Cambridge, MIT Press, 276 - 288.

Ward, Michael R. (2001), "Will Online Shopping Compete more with Traditional Retailing or Catalogue Shopping?," *Netnomics*, 3, 103 - 117.

An analysis of consumer choice between the Internet and TV home shopping channels

GwangHoon Lee*

Abstract

Using survey data and the Heckit model that adequately controls the sample selection bias, we analyze shoppers expenditure through two major emerging shopping channels: Internet shopping and TV home shopping channels. Age, Internet experience, daily Internet usage, the number of computers are factors that affect the ratio of consumers' expenditure through Internet shopping relative to the expenditure through TV home shopping. Shopping frequency which represents the shoppers' incentives to reduce transaction costs also has a positive effect on the proportion of shoppers' expenditure through the Internet shopping. Shoppers' perceptions of convenience, reliability, speed, and diversity are also shown to affect shoppers' relative expenditure ratio through Internet shopping. In contrast, shoppers' perception of prices does not seem to affect their purchasing behavior.

Keywords: Shopping Channel, Internet, TV, Consumer, Heckit

* Department of Economics, Chung-Ang University, Associate Professor