



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

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

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



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

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

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

도시계획학 석사학위논문

자동차 에너지 소비 효율개선
의
반등효과 분석

2012년 8월

서울대학교 환경대학원

환경계획학과

송 은 해

국 문 초 록

자동차 연비규제는 고효율자동차의 생산 및 보급을 유도함으로써 수송 부문 에너지 소비 증가를 억제하기 위한 정책수단이나, 연비 개선은 실질 주행비용을 감소시킴으로써 자동차 운행 수요를 유발한다는 점에서 에너지 소비 절감이라는 본래의 목적과 상충되는 측면이 있다. 이와 같이 에너지 효율개선 기술이나 정책이 본래 의도와 달리 에너지 소비량을 증가시켜 사전적으로 기대되었던 에너지 절감량을 상쇄하는 현상을 반등효과(rebound effect)라 하며, 본 연구는 휘발유를 연료로 사용하는 자동차를 대상으로 주행 수요의 가격탄력성을 분석함으로써 주행효율 개선에 따른 반등효과의 크기를 추정하였다.

실증분석을 위해서 제주도를 제외한 우리나라 15개 광역자치단체를 대상으로, 2001년부터 2010년까지 총 10년간의 지역별 패널자료를 구축하였다. 자동차 주행 수요의 가격탄력성을 추정하기 위한 모형의 종속변수는 1인당 자동차 주행거리로 설정하였으며, 독립변수는 실질 주행비용을 나타내는 km당 휘발유 가격을 비롯하여 주행 수요에 영향을 미치는 사회경제적 요인과 도시공간구조, 교통체계와 관련된 변수들을 선정하였다. 또한 반등효과의 크기와 밀접한 관계가 있는 가격탄력성의 비대칭성 여부를 검정하기 위하여 통상적인 가격탄력성을 추정하는 기본모형과 가격상승 및 하락에 따른 가격탄력성을 분리해서 추정하는 가격분해모형을 각각 추정하였다.

패널자료 분석을 위한 적합 모형을 선정하기 위하여 고정효과와 확률효과의 유의성 검정, 하우스만 검정, 오차항의 이분산성 및 자기상관에 대한 검정을 순차적으로 시행하였으며, 이분산성을 가정한 고정효과모형이 가장 적합한 모형으로 판정되었다. 패널분석 결과 지역소득과 취업인

구 비중, 차량보유수준 및 자가용 대형차 비중은 1인당 주행거리와 정(+)의 관계를 나타낸 반면, 도시공간구조가 압축적이고 대중교통 공급 수준이 높아질수록 주행 수요는 감소하는 경향을 보였다.

주행 수요의 가격탄력성은 기본모형에서는 0.275로 추정되었고, 가격 분해모형에서는 가격하락과 가격상승에 대해 각각 0.155와 0.341로 추정되었다. 가격분해모형의 탄력성 추정치는 모두 통계적으로 유의하였으며, Wald 검정 결과 두 탄력성간의 차이 또한 유의미한 것으로 확인되었다. 즉 지난 10년간 국내 휘발유 자동차의 주행거리 수요는 주행비용 상승에 비해서 주행비용 하락에 대해 상대적으로 비탄력적으로 반응했던 것으로 밝혀졌다. 휘발유 수요의 가격탄력성을 추정했던 기존 연구자들은 이러한 비대칭성의 원인을 주로 기술발전의 비가역성(irreversibility)으로 설명해 왔으나, 주행거리를 대상으로 분석한 본 연구의 결과는 기술발전의 효과와 별도로 가격변화에 대한 소비자의 순수한 행동변화 역시 비대칭적으로 나타날 수 있음을 보여준다.

반등효과는 자동차 주행효율의 개선이 실질 주행비용을 하락시키는 데서 기인하는 현상이므로, 가격하락의 효과를 분리해서 추정한 탄력성의 수치가 반등효과의 크기에 대한 보다 정확한 추정치이다. 결론적으로 반등효과의 크기는 15.5%로 도출되었으며, 이는 평균주행효율의 개선을 통해 달성할 수 있는 잠재적 휘발유 소비 절감량의 15.5%가 주행거리 증가로 인해 상쇄됨을 의미한다. 이러한 분석결과는 효율개선과 에너지 절감량 사이의 단순 선형관계를 가정하는 것은 적절치 않으며, 반등효과의 크기를 반영함으로써 에너지 효율개선을 통한 수송부문 에너지 소비 절감 및 온실가스 감축 잠재력에 대한 예측과 평가의 정확성을 향상시킬 수 있음을 시사하고 있다.

본 연구는 국내 광역자치단체별 주행거리 패널자료를 바탕으로 자동차

주행비용의 변화가 주행 수요에 미치는 영향력을 실증적으로 분석함으로써 자동차 에너지 소비 효율개선이 야기하는 반등효과의 추정치를 제시하였다는데 그 의의가 있다. 그러나 각각의 시·도를 독립적인 개체로 취급하는 주행거리 패널자료의 특성상 추정과정에서 대도시와 그 인접지역의 교통체계가 상호 유기적으로 연결되어있는 현실을 반영하지 못하였다는 한계를 지니며, 후속연구에서는 서로 인접한 지역 간 공간적 상관관계(spatial correlation)를 반영하는 추정기법을 활용한다면 자료의 한계를 보완할 수 있을 것이다.

- ◆ 주요어 : 반등효과, 자동차 주행거리, 자동차 에너지소비효율, 가격탄력성, 가격분해기법, 패널분석
- ◆ 학 번 : 2010-22322

목 차

제 1 장 서론	1
제 1절 연구의 배경 및 목적	1
제 2절 연구의 범위 및 방법	3
제 2 장 이론적 배경과 선행연구의 고찰	5
제 1절 이론적 배경	5
1. 반등효과의 개념	5
2. 반등효과의 유형	7
3. 반등효과의 추정 기법	8
제 2절 선행연구의 고찰	11
제 3 장 실증분석을 위한 모형 설정	15
제 1절 분석모형 설정	15
1. 자동차 주행수요의 가격탄력성	15
2. 가격탄력성의 비대칭성과 가격분해기법	17
3. 추정모형	20
제 2절 분석대상변수의 선정	21
1. 종속변수	21
2. 독립변수	22
제 3절 분석자료 구축	29
1. 지역별 패널자료 구축	29
2. 자료의 기초통계분석	39

제 4 장 모형추정 및 결과 해석	42
제 1절 적합모형의 검증	42
1. 고정효과와 확률효과의 유의성 검정	42
2. 하우스만 검정	44
3. 이분산성 및 자기상관 검정	45
제 2절 패널모형 추정결과	47
1. 기본모형 추정결과	47
2. 가격분해모형 추정결과	51
제 3절 가격탄력성을 이용한 반등효과의 추정	55
1. 가격탄력성 추정결과	55
2. 반등효과 추정결과 및 함의	57
제 5 장 결론	61
제 1절 연구의 요약	61
제 2절 연구의 한계 및 향후과제	62
■ 참고문헌	64
■ Abstract	68

표 목 차

<표 1> 수송부문 반등효과를 추정한 실증연구	14
<표 2> 자가용 승용차 규모별 1일 평균 주행거리	26
<표 3> 실증분석에 이용된 변수 및 정의	28
<표 4> 실증분석에 이용된 자료 및 출처	38
<표 5> 변수들의 주요 기술통계량	39
<표 6> 자연대수 변환 후 변수들의 주요 기술통계량	40
<표 7> 상관관계 분석	41
<표 8> 고정효과의 유의성 검정 결과	44
<표 9> 확률효과의 유의성 검정 결과	44
<표 10> 하우스만 검정 결과	45
<표 11> 이분산성 검정 결과	46
<표 12> 오차항의 자기상관 검정 결과	47
<표 13> 기본모형의 패널분석 결과	48
<표 14> 가격분해모형의 패널분석 결과	52
<표 15> 가격탄력성의 비대칭성 검정 결과	53
<표 16> 기본모형과 가격분해모형의 추정결과 비교	54
<표 17> 가격탄력성 추정 결과 비교	55
<표 18> 반등효과 추정 결과 비교	58

그림 목 차

<그림 1> 연구 흐름도	4
<그림 2> 가격분해의 도식화	19
<그림 3> 휘발유 차량의 연간 총 주행거리	30
<그림 4> 1인당 연간 주행거리	30
<그림 5> 실질 주행비용	31
<그림 6> 실질 휘발유 가격	32
<그림 7> 평균 주행연비	32
<그림 8> 1인당 실질 GRDP	33
<그림 9> 2·3차 산업 취업인구 비율	34
<그림 10> 월평균 노동시간	34
<그림 11> 순인구밀도	34
<그림 12> 인구 천 명당 휘발유차량 등록대수	36
<그림 13> 자가용 대형승용차의 비중	36
<그림 14> 국토계수당 도로밀도	37
<그림 15> 휘발유 가격과 실질주행비용의 변화	57
<그림 16> 실질주행비용 변화 요인	59

제 1 장. 서론

제 1 절. 연구의 배경 및 목적

기후변화 대응이 세계적인 당면 과제로 대두하면서 에너지 효율개선 은 경제적 후생의 감소를 최소화하면서도 상당한 에너지 소비절감 및 온실가스 배출저감을 달성할 수 있는 효과적인 정책 수단으로 주목받고 있다. 그러나 한편으로는 에너지 효율개선정책의 평가 과정에서 반등효과가 간과되고 있기 때문에 실질적인 에너지 소비저감 효과가 과대 추정될 수 있다는 우려가 제기되어 왔다(Khazzoom, 1980; Binswanger, 2001, 진상현, 2007; Van den Bergh, 2011).

기술적으로 에너지 효율이 향상되면 그에 비례하여 에너지 소비량을 줄일 수 있을 것으로 예상되지만, 효율의 개선으로 인해 상대적으로 저렴해진 에너지 서비스에 대한 수요가 증가한다면 기대했던 에너지 절감을 달성하지 못하거나 에너지 소비량이 오히려 증가하는 상황이 발생할 수 있다. 이와 같이 에너지 효율개선 기술이나 정책이 본래 의도와 달리 실제 에너지 소비량을 증가시켜 사전적으로 기대되었던 에너지 절감량을 상쇄하는 현상을 반등효과(Rebound effect)라 한다.

반등효과가 존재한다면 에너지 효율개선이 직접적인 에너지 소비절감으로 이어지는 선형적인 관계의 가정은 적절하지 못하며, 에너지 효율개선정책 효과성 평가의 정확성을 향상시키기 위해서는 기술적 변화뿐만 아니라 반등효과와 같은 소비자의 행태적 반응이 반드시 고려되어야 한다. 또한 반등효과는 총량적 에너지소비량이 중요한 온실가스 감축 정책의 설계에 있어서도 중요한 문제가 된다. 반등효과의 규모가 충분히 크다면 이는 에너지 소비 절감을 통한 온실가스 감축을 위해서는 기술적인 효율개선뿐만 아니라 반등효과의 발생을 방지하기 위한 정책 수단들을 함께 강구해야함을 의미하기 때문이다.

석유류에 대한 의존도가 높은 수송부문의 경우, 고유가와 국가 온실가스 감축 목표 등의 영향으로 에너지절약의 필요성이 더욱 강조되고 있다. 정부는 자동차 에너지 소비 증가 억제책의 일환으로 고효율자동차의 생산 및 보급을 유도하기 위하여 에너지 효율 등급 표시제와 평균연비제도를 강화한다는 방침이다.¹⁾

그러나 자동차 연비 개선은 실질 주행비용을 감소시킴으로써 자동차 운행 수요의 증가를 유발한다는 점에서 에너지 소비 절감이라는 본래 의도와 상충되는 측면이 있다. 수송부문 에너지 효율개선에 따른 반등효과를 분석한 기존의 연구들은 주행비용 절감에 따른 자동차 주행거리 증가가 사전에 선형적으로 예견되었던 휘발유 소비 절감분을 일부 상쇄시킨다는 결론을 제시하고 있다(Greene, 1992; Jones, 1993; Greene, et al., 1999; Small and Van Dender, 2005). 결국 자동차 효율 개선으로 인한 실질적인 에너지 절감 효과는 주행비용의 변화에 대한 소비자의 반응 행태에 따라서 좌우되나, 국내에서는 이러한 반등효과 크기에 대한 실증적인 분석이 이루어진 사례가 없을 뿐만 아니라 수송부문 에너지효율 평가에 있어서도 반등효과 영향력이 반영되지 않고 있다.

이에 본 연구는 국내 휘발유 자동차의 주행거리 자료에 기초하여 주행비용의 변화가 자동차 주행수요에 미치는 영향을 실증적으로 분석함으로써 반등효과 크기를 추정하는 것을 목적으로 한다. 반등효과 추정은 수송부문 에너지 효율개선 정책의 평가는 물론 향후 탄소세와 같은 온실가스 저감 정책의 설계에 있어서 유용한 정보를 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

1) 자동차 에너지소비 효율등급 표시제는 국내에서 판매되는 차종의 각 모델별 연비 등급을 표시하도록 규정하여 소비자의 고효율 차량 선택을 유도하는 제도이다. 2006년 도입된 평균연비제도는 보다 적극적인 규제책으로, 제작사별로 판매하는 자동차의 평균연비가 일정수준 이상이 되도록 규정하고 있다. 2012부터 강화된 평균연비기준에 따라 제작사들은 연비 17km/L 이상 또는 이산화탄소배출량 140g/km 이하 중 한 가지를 택해 준수해야 한다.

제 2 절. 연구의 범위 및 방법

본 논문에서는 휘발유를 연료로 이용하는 자동차를 대상으로 반등효과 크기의 크기를 추정한다. 휘발유를 분석 대상으로 선정한 이유는 기타 수송용 유류에 비해서 자가용 승용차에 의해 소비되는 비중이 크기 때문이다.²⁾ 본 연구에서 관심을 가지는 반등효과는 효율개선이 야기하는 실질 주행가격의 변화에 대한 소비자의 행태적 반응이기 때문에, 운행거리가 비교적 고정적인 영업용 차량보다는 개인이 운행거리를 결정할 수 있는 비영업용 차량의 이용 양태를 분석하는 것이 보다 적절한 것으로 판단된다. 따라서 택시의 주 연료인 LPG와 화물차의 비중이 높은 경유³⁾보다는 휘발유 소비와 관련된 반등효과를 우선적으로 고려하였다.

반등효과 범위는 직접효과로 제한한다. 직접적 반등효과는 단일 제품 혹은 서비스 차원의 순수가격효과를 의미한다. 기술적 측면만을 고려하면 차량의 연비가 개선되면 그에 비례하여 휘발유 소비량이 감소해야 하지만, 연비 개선은 주행거리 당 유류비용을 감소시킴으로써 주행수요의 증가를 유발한다. 이 때 사전에 선형적으로 예견되었던 휘발유 소비 절감분 중에서 주행거리 증가로 인해 상쇄된 부분이 직접적 반등효과에 해당한다.

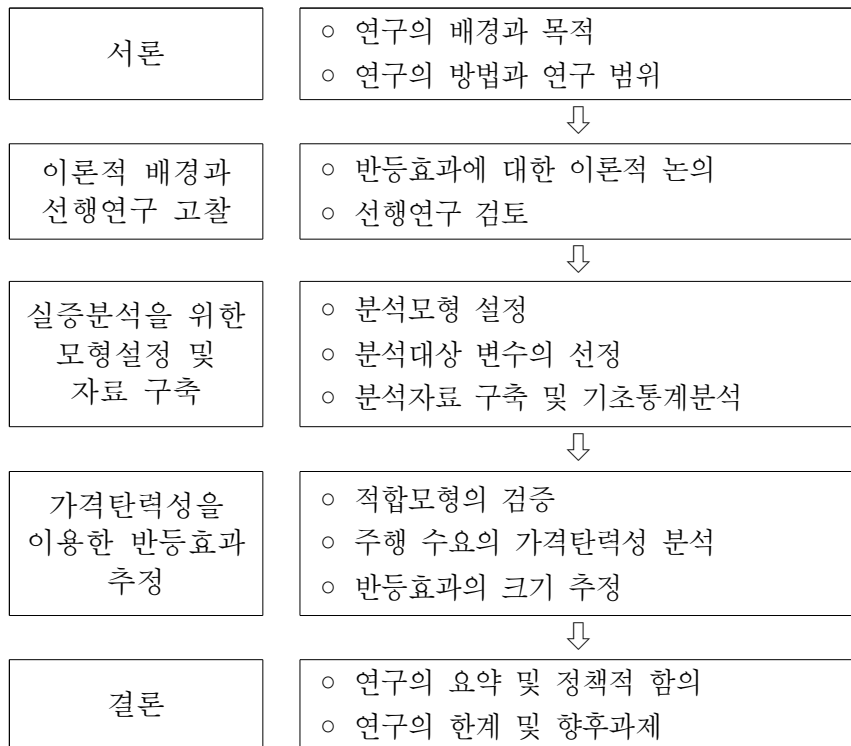
직접적 반등효과 크기를 추정하기 위한 방법론은 에너지 서비스 수요의 가격탄력성을 이용하여 반등효과 크기를 간접적으로 추정하는 계량경제학적 기법을 사용한다. 가격탄력성을 이용한 간접추정기법은 기존 연구자들이 반등효과를 추정하기 위하여 가장 보편적으로 이용해온 방법으로, 주행거리 수요함수를 설정함으로써 가격변수 이외에 소득 등 주행

2) 2010년 12월을 기준으로, 휘발유를 연료로 이용하는 차량의 등록대수는 총 890만 7069대로 국내 전체 자동차 등록대수의 약 49.6%에 해당한다. 이 중 비사업용 승용차가 98.9%를 차지하고 있으며, 사업용 승용차는 0.9%, 승합차와 화물차의 비중은 0.1% 미만이다.

3) 경유를 연료로 이용하는 차량은 전체 자동차 등록대수의 약 36.1%에 해당하며, 이 중에서 승용차의 비중은 약 43.5%, 화물차와 승합차는 각각 44.8%, 10.9%이다.

수요 변화에 영향을 미치는 다양한 요인들의 영향력을 효과적으로 통제할 수 있는 장점이 있다.

실증분석을 위해서 지역별 자동차 주행거리 패널자료를 구축하였으며, 본 연구의 공간적 범위는 제주도를 제외한 전국 15개 광역자치단체를 대상으로 한다. 제주도의 경우 렌터카의 비중이 높고 관광객의 유입에 따른 통행수요가 많은 특수성으로 인해 인구 1인당 주행거리를 여타 지역과 비교하는 것이 적절치 않다고 판단되어 분석대상에서 제외하였다. 시간적 범위는 지역별·연료별 자동차 주행거리 자료가 구축되기 시작한 2001년부터 2010년까지 총 10년이다. <그림 1>은 연구의 흐름을 요약한 것이다.



<그림 1> 연구 흐름도

제 2 장. 이론적 배경과 선행연구의 고찰

제 1 절. 이론적 배경

1. 반등효과의 개념

반등효과(Rebound effect)는 에너지 효율개선에 따른 에너지 서비스의 실질가격 하락이 에너지 서비스에 대한 수요증대를 유발함으로써 기술적으로 예상되었던 에너지 절감효과를 상쇄하는 현상으로 정의된다(Berkhout, et al., 2000). 반등효과의 개념을 이해하기 위해서는 에너지와 에너지 서비스의 개념을 구분하는 것이 중요하다(진상현, 2007). 에너지는 통상적으로 거래되는 석탄, 석유, 전기 등을 일컬으며, 에너지 서비스는 사람들이 에너지를 투입하여 궁극적으로 누리고자 하는 냉난방, 자동차 주행, 전자제품 이용과 같은 서비스를 뜻한다. 예컨대 사람들이 휘발유를 구입하는 이유는 휘발유 그 자체가 어떤 편익을 제공하기 때문이 아니라, 휘발유를 자동차에 투입함으로써 얻을 수 있는 주행 서비스로부터 효용을 얻고자 함이라고 볼 수 있다.

에너지 기기의 효율이 개선되면 더 적은 양의 에너지를 투입하여 종전과 동일한 수준의 에너지 서비스의 혜택을 누릴 수 있게 되므로, 다른 모든 조건이 일정하다면 에너지 소비는 효율 개선에 비례하여 감소해야 한다. 그러나 자동차 연비가 개선되면 1km를 운전하는데 소요되는 유류비용이 감소하는 것과 같이, 에너지 기기의 효율개선은 에너지 서비스의 실질가격을 하락시키기 때문에 합리적인 경제주체들은 에너지 서비스의 수요를 늘릴 유인을 갖게 되고, 이는 다시 에너지 소비를 증가시키는 결과를 초래한다. 그로 인해 기술적으로 예견되었던 에너지 소비 절감량의 90%밖에 달성하지 못하게 된다면 상쇄된 10%가 바로 반등효과에 해당하며, 반등효과가 잠재적 절감량을 완전히 상쇄하여 총 에너지 소비량이

오히려 늘어나는 경우에는 역효과(backfire effect)가 발생했다고 일컬어진다.

반등효과의 개념은 '에너지 효율개선을 통해 실질적인 에너지 소비절감을 달성할 수 있는가'에 대한 문제제기와 관계가 깊다. 반등효과와 관련된 논쟁의 이론적 시초를 마련한 것으로 알려진 19세기 중반 영국의 경제학자 윌리엄 스탠리 제본스는 그의 저서 "The Coal Question (1866)"에서 석탄증기기관의 발전이 새로운 자본의 유입 및 생산 활동의 증대를 유발하여 영국의 석탄 소비를 폭발적으로 늘리는 계기가 되었음에 주목하였다. 이처럼 자원의 효율성을 증가시키는 기술진보가 오히려 소비를 촉진하고 자원의 고갈을 앞당긴다는 소위 제본스의 역설(Jevons' paradox)은 효율개선 위주의 기술적 해법만으로는 에너지 및 환경의 지속가능성을 담보할 수 없다는 생태경제학자들의 주장의 근거로 종종 사용되어 왔다(Alcott, 2005).

근래에 에너지 경제학에서 반등효과에 대한 논쟁을 촉발시키는 계기가 되었던 Khazzoom(1980)은 가정용 난방과 급탕 및 조리용 에너지 수요의 장기가격탄력성이 때때로 매우 탄력적이라는 사실을 근거로 비용절감을 수반하는 에너지 효율개선의 에너지 절감효과가 반등효과로 인해 상쇄될 수 있다고 주장하였다. Khazzoom은 반등효과의 개념을 단일 제품 측면의 미시적 효과로 한정했던 데 반해서, Brookes(1990)는 에너지의 생산성 향상이 산업 생산활동을 촉진함에 따라서 경제 전반적으로 에너지 소비량이 늘어나는 역효과(backfire)의 가능성을 제안하면서 반등효과 논의를 거시경제적 차원으로 확장시켰다. 이후 Saunders(1992)는 신고전주의 경제성장 이론에 입각하여 반등효과와 역효과의 존재를 이론적으로 증명하여 'Khazzoom-Brookes 공리(Postulate)'로 체계화시켰다.

반등효과는 에너지 효율개선이 유발하는 에너지 소비 증가뿐만 아니라 부수적인 결과로서 발생하는 환경에 대한 모든 부정적인 영향을 포괄하는 개념으로 폭넓게 해석되기도 한다. Van den Bergh(2011)는 에너지 기기의 효율개선이 더 많은 원자재 및 자원의 소비, 오염물질 발생 등

환경적 악영향을 초래하는 현상을 환경적 반등효과(environmental rebound)로 정의하여 통상적인 의미에서의 에너지 반등효과(energy rebound)와 구분하였으며, 특히 후자의 경우를 가리켜 에너지 시스템의 기술적·공학적 변화와 대비되는 인간의 행태적·경제적 반응으로 규정하고 있다.

2. 반등효과의 유형

반등효과는 에너지를 소비하는 경제활동의 다양한 영역에서 다층적으로 발생한다. Greening et al.(2000)은 반등효과를 그 효과가 미치는 범위에 따라서 직접효과, 이차효과, 경제 전체적 효과, 구조변화효과의 네 가지 유형으로 구분하였다.

직접효과(direct effect)는 Khazzoom(1980)이 제기했던 단일 제품 혹은 에너지서비스 차원의 순수가격효과(pure price effect)를 의미한다. 반등효과의 크기를 실증적으로 추정한 연구들은 주로 직접효과를 대상으로 가정용 냉·난방, 승용차 운전, 조명 및 가전제품, 제조업 에너지 소비 등 다양한 부문에서 진행되어 왔다.⁴⁾

이차효과(secondary effect)는 효율 개선으로 인한 비용절감이 다른 상품이나 에너지서비스에 대한 수요증가를 유발하는 현상을 뜻한다. 예컨대 고효율 자동차를 구입한 뒤에 자동차를 더 자주 또는 더 멀리 운전하여 휘발유 소비량이 늘어나는 것이 직접효과라면, 연료비 절감으로 인한 경제적 이득을 가전제품의 구매에 사용하여 전력이라는 다른 형태의 에너지원의 소비량이 늘어날 경우 이는 이차효과에 해당한다. 이차효과는 다중상품체계 안에서 선택 가능한 대체제와 보완재의 에너지 집약도와 가격탄력성을 모두 고려해야 한다는 점에서 단일 재화를 대상으로 하는 직접효과에 비해 더 복잡하고 포괄적인 개념이다.

4) 일반적인 결론은 반등효과가 존재하기는 하나 단일 제품 차원에서는 역효과를 우려할 만큼 그 규모가 크지는 않다는 것이다. 직접효과를 실증분석한 기존 연구결과들의 검토는 Greening et al.(2000)과 Sorrell and Dimitropoulos(2007)를 참조.

직접효과와 이차효과는 미시경제이론의 가격효과와 소득효과와 유사한 개념인 반면, 경제 전체적 효과와 구조변화효과는 보다 거시적인 규모에서 작동하는 현상이다. 경제전체적 효과(economy-wide effect)는 에너지 효율의 개선으로 인한 투입물 가격 하락이 산업 생산성을 향상시켜 경제성장을 촉진하고, 결과적으로 다시 에너지에 대한 수요를 증가시키는 거시경제적 차원의 가격효과를 의미한다. 더 나아가 효율개선이라는 기술적 변화가 소비자들의 선호체계와 사회적 관습 및 제도까지 변화시키는 단계를 구조변화효과(transformational effect)라고 한다. 이와 같은 거시경제적 효과를 계량화하는 것은 쉬운 일이 아니지만, 연산가능일반균형(CGE) 모형 등을 활용하여 국가 경제 전 부문의 반등효과를 추정하려는 연구들이 시도되고 있다⁵⁾.

앞서 소개한 유형분류는 반등효과의 복합적 작동과정을 이해하는 데에는 유용하나, 실증적으로 각각의 효과를 분리내기란 쉽지 않다. Sorrell(2009)의 경우 직접효과를 제외한 모든 반등효과를 간접효과(indirect effect)로 분류하며, 경제전체적 효과라는 용어를 직접효과와 간접효과를 모두 포괄하는 개념으로 사용하고 있다. 본 연구의 주된 관심은 자동차 주행효율 개선에 따른 주행거리와 휘발유 소비량의 변화에 있으므로, 반등효과 분석의 범위는 직접효과로 제한된다.⁶⁾

3. 반등효과의 추정 기법

반등효과를 추정하기 위한 방법론은 직접적인 추정과 가격탄력성을 이용한 간접추정기법으로 구분된다. 직접적인 추정이란 말 그대로 실제 효율개선사업이 진행된 부문을 대상으로 효율개선 전후의 에너지 사용량을

5) 노르웨이 전체 경제부문을 대상으로 에너지 생산성 향상에 따른 반등효과를 분석한 Grepperud and Rasmussen(2004)은 특히 제조업 부문에서 역효과(backfire)의 발생 가능성을 보여준 바 있다. CGE 모형을 이용한 기존 연구들에 대한 문헌검토는 Dimitropoulos(2007)를 참조.

6) 이하 논의에서 반등효과라는 용어는 직접효과(direct rebound effect)를 지칭하는 의미로 사용한다.

직접 측정하여, 선형관계로 예측된 에너지 사용량과 실제 관찰치의 차이를 비교하는 방법이다(Haas and Biermayr, 2000). 이러한 기법은 에너지효율에 대한 지표가 분명하고 효율개선 전후의 실측자료가 존재하는 경우에 사용할 수 있는 방법으로, 냉·난방기기 교체와 같은 일회성 에너지효율개선사업의 효과를 추정하는 데에 적합하다. 그러나 수송부문의 효율향상은 일회성 사업의 결과가 아닐 뿐더러 실측자료를 수집하기 어렵기 때문에 직접측정기법을 적용하기가 현실적으로 불가능하다. 또한 단순한 선후비교를 통해서도 효율개선 전후 소득변화와 같은 외부적 요인들의 영향력을 통제할 수 없다는 한계가 있다(진상현, 2007).

가격탄력성을 이용한 간접추정기법은 에너지 서비스의 가격이 에너지 가격 및 효율의 함수임을 전제로 에너지 서비스 수요의 가격탄력성을 이용하여 반등효과의 크기를 추정하는 방법으로, 2차 자료를 이용하기 때문에 분석자료 획득이 용이하고 소득이나 인구, 지리학적 요인 등 에너지 서비스 수요에 영향을 미치는 변인들을 효과적으로 통제할 수 있다는 장점으로 인해 이후 반등효과에 대한 실증분석에서 가장 보편적으로 이용되고 있는 방법이다(Sorrell and Dimitropoulos, 2007).

에너지 서비스 수요의 가격탄력성은 에너지 서비스의 가격이 변화할 때 가격(P_s) 변화에 대한 수요(S) 변화의 상대적 크기를 의미하며, 다음과 같은 식으로 표현된다.

$$\eta_{P_s}(S) = \frac{\text{에너지 서비스 수요량의 변화율}}{\text{에너지 서비스 가격의 변화율}} = \frac{\partial S/S}{\partial P_s/P_s} = \frac{\partial S}{\partial P_s} \frac{P_s}{S}$$

가격탄력성을 이용하여 반등효과를 추정할 때의 기본적인 가정은 소비자들은 에너지 서비스 가격의 하락이 효율 개선에 따른 것이든 에너지 가격 하락에 따른 것이든 관계없이 동일한 행태적 반응을 보인다는 것이다. 에너지 효율향상으로 인해 기대되었던 에너지소비량 절감량의 일부

가 에너지 서비스 수요 증가로 인해서 상쇄되는 반등효과는 에너지 서비스 수요의 효율탄력성($\eta_\epsilon(S)$)으로 정의된다. Khazzoom(1980)은 에너지 서비스의 가격을 에너지 가격 및 효율의 함수로 가정하고⁷⁾ 에너지 서비스 수요의 가격탄력성을 효율탄력성의 대리변수로 사용하여 반등효과의 크기를 추정할 수 있음을 증명하였는데, 이는 다음과 같은 방정식으로 표현된다.

$$\eta_\epsilon(E) = \eta_\epsilon(S) - 1 = -\eta_{P_S}(S) - 1$$

에너지 수요의 효율탄력성은 -1에서 에너지 서비스의 가격탄력성을 차감한 값과 같으며, 에너지 서비스의 가격탄력성에 마이너스를 취한 값이 곧 반등효과의 크기를 나타낸다.⁸⁾

위의 관계식을 통해 반등효과의 개념을 직관적으로 설명할 수 있다. 만일 반등효과가 존재하지 않아서($\eta_\epsilon(S)=0$) 기술적인 효율 개선과 에너지 소비가 선형의 관계를 가진다면 에너지 수요의 효율탄력성은 -1의 값을 갖는다. 즉 에너지 효율이 10% 향상되면 에너지 수요는 10% 만큼 감소해야 한다. 그러나 반등효과가 존재한다면($0 < \eta_\epsilon(S) < 1$) 에너지 소비 절감량은 기술적으로 예상되었던 수준에 도달하지 못하게 된다 ($|\eta_\epsilon(E)| < 1$). 특히 에너지 서비스 수요가 탄력적인 경우($\eta_\epsilon(S) > 1$)에는 에너지 수요의 탄력성까지도 양의 값을 가지므로($\eta_\epsilon(E) > 0$) 에너지 효율 개선은 오히려 에너지 총 소비량을 증가시키는 결과를 가져온다. 이는 곧 역효과(backfire effect)가 발생함을 의미한다.

7) 에너지 이외에 에너지 서비스의 가격에 영향을 미치는 다른 모든 투입물들의 가격은 일정한 것으로 가정한다.

8) 에너지 서비스에 대한 지표를 현실적으로 관측하기 어려울 경우 에너지 서비스 수요의 가격탄력성은 종종 에너지 수요의 자기가격탄력성으로 대체되는데, 상당수의 연구들이 에너지 수요의 자기가격탄력성을 이용하여 반등효과를 추정하고 있다(Hass and Biermayr, 2000; Roy, 2000; Bentzen, 2004; 진상현, 2007; 이성근 외, 2007; Wang, et al., 2012) 그러나 이러한 추정치는 반등효과의 크기를 과대추정할 우려가 있으므로, 반등효과의 상한치(upper bound)로 해석하는 것이 바람직하다(Sorrell and Dimitropoulos, 2008).

가격탄력성을 이용한 간접적 추정기법은 에너지 효율이라는 변수를 가격변화만으로 환원시켜 지나치게 단순화시켰다는 비판을 받기도 하지만, 반등효과가 기본적으로 에너지 서비스의 가격 변화에 대한 경제주체의 행태적·경제적 반응임을 고려할 때 가격탄력성이 높을수록 반등효과가 크다는 가정은 타당한 것으로 판단된다.

제 2 절. 선행연구의 고찰

수송부문 에너지 효율개선에 대한 반등효과를 추정한 국내 사례는 찾아볼 수 없으나,⁹⁾ 해외 연구들은 다수 존재한다. 기존의 연구들은 사용된 자료의 형태에 따라서 세 분류로 나뉘는데, 시계열자료를 사용한 연구와 가구표본자료를 이용한 연구, 총량패널자료를 이용한 연구들로 구분할 수 있다.

초기의 연구는 일찍부터 자동차 주행거리에 대한 시계열 자료를 구축하고 있었던 미국을 중심으로 이루어졌다. Greene(1992)은 1957년부터 1989년까지 시계열자료를 이용하였으며, 설명변수로서 km당 연료 가격, 소득, 운전자수 및 종속변수의 시차변수를 포함하여 승용차와 소형트럭의 총 주행거리의 수요함수를 분석한 결과 반등효과 크기를 5-15%로 추정하였다. 또한 오차항의 자기상관을 고려할 경우 종속변수의 시차변수가 유의미하지 않았음을 근거로 단기 효과와 장기 효과 간의 차이가 없다고 주장하였는데, 이후 Greene과 동일한 자료를 이용하여 반등효과를 검토한 Jones(1993)는 추정기법의 선택에 따라서 종속변수 시차변수 모형이 유효할 수 있으며 장기적 반등효과는 약 30%임을 발견하였다. 이들 연구에는 소득 이외의 사회경제적 변수와 차량보급률, 대중교통공급과 같은 교통체계 관련 변수는 포함되지 않았다.

미국의 3,000가구 이상 표본조사자료를 이용하여 개별 차량의 연간주

9) 국내 연구로는 진상현(2007)이 가정부문의 전력 소비를 대상으로 반등효과를 추정하였으며, 이성근 외(2007)는 제조업을 대상으로 분석하였다.

행거리와 연비와의 관계를 분석한 Greene et al.(1999)은 개인의 차종 선택과 주행거리간의 상호인과관계를 반영한 연립방정식 모형을 추정하였으며, 반등효과의 크기를 가구당 차량보유대수에 따라서 17%~23%로 제시하였다. 이 연구의 특징은 차량 주행비용의 변화가 연비 변화로 인한 것이든 유류가격 변화로 인한 것이든 관계없이 주행거리의 반응이 대칭적이라는 가정을 통계적 검정을 통해 실증적으로 입증하였다는 점이다. Frondel, et al.(2008)은 월간 주행거리 정보가 포함된 독일 293가구 표본패널자료를 이용하여 고정효과모형과 확률효과모형을 추정하였는데, 반등효과의 크기는 56%에서 66%로 다른 연구에 비해 높게 나타났다.

1961년부터 2001년까지의 미국 주별 패널자료를 이용해 반등효과를 분석한 Small and van Dender(2005)는 성인 1인당 주행거리, 차량수 및 평균주행연비에 대한 함수들로 구성된 연립방정식 모형을 구성하였다. 1인당 주행거리의 가격탄력성을 추정한 결과 단기 및 장기 반등효과는 각각 4.5%, 22%로 추정되었다. 또한 변수들의 1997-2001년 사이의 평균값을 이용할 경우 단기 및 장기 반등효과는 각각 2.2%와 10.7%로 감소함을 발견하였으며, 소득이 높아질수록 전체 주행비용에서 유류가격이 차지하는 비중이 낮아지기 때문에 반등효과의 크기가 작아진다고 설명하고 있다.

자동차 주행수요의 가격탄력성을 추정한 실증연구 결과들을¹⁰⁾ 광범위하게 검토한 Sorrell and Dimitropoulos(2007)는 가격탄력성의 추정범위가 총량 시계열 및 패널자료를 이용한 분석에서는 4.5~55%인 반면, 가구표본자료를 이용한 분석에서는 0~87%로서 변동폭이 크다고 보고하면서, 반등효과의 크기는 10~30% 범위 안에 있을 가능성이 높다고 제안하고 있다.

Matos and Silva(2011)는 포르투갈의 운수업 에너지소비를 대상으로 반등효과를 추정하였는데, 에너지 서비스를 나타내는 변수로 자동차 주

10) 이들 중에는 반등효과를 직접적으로 언급하지 않은 연구들도 포함되어있다.

행거리(vehicle-kilometer)가 아닌 수송실적(ton-kilometer)을 사용한 것이 특징이다. 설명변수는 ton-km 당 비용, 소득 및 유가로 구성하였으며 반등효과의 크기는 24.1%로 추정되었다.

Wang(2012)는 홍콩의 연간 및 분기별 휘발유 소비량 자료를 이용하여 자가용 승용차 및 이륜차의 유류 소비에 대한 반등효과를 분석하였다. 그 결과 반등효과의 크기는 1993년에서 2009년 사이에 45%, 2002년에서 2009년 사이에는 35%로 다소 높게 나타났는데, 그 원인을 홍콩에서 정부의 강력한 교통수요억제정책으로 인해 자가용 이용에 대한 잠재수요(unsatisfied demand)가 크기 때문이라고 설명하고 있다. 그러나 주행거리가 아닌 휘발유 자체의 가격탄력성을 이용하는데 따라서 반등효과의 크기가 과대추정되었을 가능성을 배제할 수 없는 것으로 판단된다.

이상과 같은 선행연구 결과들을 검토해 보면 분석지역, 분석시기, 분석자료의 형태에 따라서 반등효과의 추정치가 상이하게 나타나고 있음을 알 수 있다<표 1>. 또한 국가별로 교통체계의 특성뿐만 아니라 소득수준 및 차량주행에 대한 잠재적 수요의 정도가 상이하기 때문에 반등효과의 크기 역시 차이를 보일 것으로 예측할 수 있다. 본 논문은 국내 15개 시·도의 2001년부터 2010년까지의 자동차 주행거리 패널자료를 이용하여 반등효과의 크기를 실증적으로 추정해보고자 한다.

선행연구들은 공통적으로 주행비용이 주행효율과 유류가격에 의해 결정되는 것으로 가정하고 주행수요의 가격탄력성을 이용하여 반등효과를 추정하였다. 그러나 가격이 하락하는 시기와 상승하는 시기의 탄력성의 크기가 다를 수 있다는 비대칭성의 문제가 간과되어왔는데, 반등효과에는 에너지 서비스의 실질가격 하락과 직접적인 관계가 있는 현상이므로 만일 가격탄력성이 비대칭적이라면 가격 하락 시기의 탄력성이 반등효과의 크기를 나타내는 보다 정확한 지표가 된다.

실제로 반등효과를 분석했던 여러 연구자들은 가격비대칭모형의 필요성을 주장하고 있다. 오스트리아 가정용 난방부문의 반등효과를 분석한 Hass and Biermayr(2000), 미국 제조업부문을 분석한 Bentzen(2004)

<표 1> 수송부문 반등효과를 추정한 실증연구

연구	반등효과	분석변수	자료
Greene (1992)	5-19%	· 종속변수: VMT · 독립변수: Pm, 소득, 운전자수, L	미국 시계열 (1957-1989)
Jones (1993)	13%(단기) 30%(장기)	· 종속변수: VMT · 독립변수: Pm, 소득, 운전자수, L	미국 시계열 (1957-1989)
Greene et al. (1999)	17-23%	· 종속변수: 차량 1대당 VMT · 독립변수: 주행연비, 휘발유 가격, 차량연식, 주거지 특성 등	미국 가구표본 (1979-1994)
Frondel et al. (2008)	56-66%	· 종속변수: 차량 1대당 VMT · 독립변수: 유류 소비량, 차량 연식, 가구의 인구통계학적 특징	독일 가구표본 (1997-2005)
Small and van Dender (2005)	4.5%(단기) 22%(장기)	· 종속변수: 성인 1인당 VMT · 독립변수: 1인당 차량수, 1인당 소득, 성인인구/도로연장, 성인인구/총인구, 도시화, 철도, 석유파동더미, 시간추세, L	미국 패널 (1961-2001)
Matos and Silva (2011)	24%	· 종속변수: 화물차 ton-km · 독립변수: ton-km당 에너지 비용, 소득, 유류가격	포르투갈 시계열 (1987-2006)
Wang et al. (2012)	35-45%	· 종속변수: 1인당 휘발유 소비량 · 독립변수: 1인당 소득, 가격, 1인당 차량대수, 1인당 대중교통 이용거리	홍콩 시계열 (1993-2009)

주) VMT=Vehicle Miles Traveled; Pm=Fuel cost per mile;
L=종속변수의 시차변수 (Lagged dependent variable)

의 연구 결과는 가격 하락 및 상승에 대한 에너지 수요의 반응행태가 상이하게 나타남을 보여주고 있으며, 가정부문 전력소비와 제조업 에너지 소비의 반등효과를 추정한 국내 연구자들 역시 가격비대칭모형을 적용하였다(진상현, 2007; 이성근 외, 2007).

가격탄력의 비대칭성을 다룬 기존의 연구 결과들을 검토한 결과 가격탄력성이 항상 비대칭적인 것은 아니며, 대상 국가와 시기 등에 따라서 비대칭성 여부에 차이가 있음을 확인할 수 있었다.¹¹⁾ 따라서 분석기간 동안 국내 자동차 주행수요의 가격탄력성이 비대칭적이었는지 여부는 선형적으로 판단하기보다는 실증분석을 통해 검증해보아야 할 문제로 판단된다. 본 연구에서는 통상적인 가격탄력성을 추정하는 기본모형과 가격탄력성의 비대칭성을 가정하는 가격분해모형을 각각 설정하여 두 모형에서의 반등효과 추정 결과를 비교하기로 한다.

제 3 장. 실증분석을 위한 모형 설정

제 1 절. 분석모형 설정

1. 자동차 주행수요의 가격탄력성

본 연구에서는 에너지 서비스 수요의 가격탄력성을 이용하여 휘발유 자동차를 대상으로 주행효율 개선에 따른 반등효과를 간접적으로 추정한다. 휘발유라는 에너지가 제공하는 에너지 서비스는 자동차 주행거리(vehicle-kilometer) 단위로 측정하며, 주행수요의 가격탄력성과 반등효과와의 관계는 다음과 같이 유도된다.¹²⁾

11) 미국과 인도를 대상으로 1978-2005년 기간의 시계열 자료를 이용하여 휘발유 수요의 가격탄력성을 추정한 Sentenac-Chemin(2012)에 따르면 미국에서는 가격탄력성이 비대칭적으로 나타난 반면, 인도의 경우 비대칭성의 증거가 발견되지 않았다.

12) 유도 과정은 Greene(1992)과 Berkout et al.(2000)에 따른 것이다.

자동차 휘발유 소비량은 주행거리와 비례하고 주행효율과 반비례하는 것으로 가정한다. 이 때 휘발유 수요를 E , 자동차 주행거리 수요를 S , 평균주행연비를 ϵ 라 하면 다음과 같은 관계식으로 나타낼 수 있다.

$$E = S/\epsilon \quad (1)$$

앞서 반등효과를 에너지 서비스 수요의 에너지 기기 효율 향상에 대한 탄력성으로 정의하였다. 자동차 휘발유 소비의 효율탄력성과 주행수요의 효율탄력성과의 관계는 (1)을 이용하여 다음과 같이 유도된다.

$$\begin{aligned} \eta_{\epsilon}(E) &= \frac{\partial E}{\partial \epsilon} \frac{\epsilon}{E} = \frac{\partial(S/\epsilon)}{\partial \epsilon} \frac{\epsilon}{(S/\epsilon)} = \left[\frac{\partial S}{\partial \epsilon} \frac{1}{\epsilon} - S \frac{1}{\epsilon^2} \right] \frac{\epsilon^2}{S} \\ &= \frac{\partial S}{\partial \epsilon} \frac{\epsilon}{S} - 1 = \eta_{\epsilon}(S) - 1 \end{aligned} \quad (2)$$

휘발유 소비의 효율탄력성은 주행수요의 효율탄력성에서 1을 뺀 값과 같다. 위 식은 반등효과가 존재할 경우($-\eta_{\epsilon}(S) > 0$) 자동차 주행효율개선과 휘발유 소비량이 정확한 선형적 관계($\eta_{\epsilon}(E) = -1$)를 따르지 못하게 됨을 보여준다. 에너지서비스의 가격에 해당하는 자동차 1km를 주행할 때 소요되는 휘발유 비용(P_s)은 휘발유 판매가격(P_e)과 자동차 주행연비(ϵ)에 의해 결정된다. 주행비용의 감소가 연비 개선으로 인한 것이든 휘발유 가격 상승으로 인한 것이든 주행수요의 변화가 동일하다는 가정 하에 $\epsilon = (P_e/P_s)$ 를 식(2)에 대입하면 가격탄력성에 대한 식으로 대체할 수 있다.

$$\eta_{\epsilon}(E) = \frac{\partial S}{\partial \epsilon} \frac{\epsilon}{S} - 1 = \frac{\partial S}{\partial (P_e/P_s)} \frac{(P_e/P_s)}{S} - 1 = -\eta_{P_s}(S) - 1 \quad (3)$$

식 (3)에 따르면 휘발유 수요의 효율탄력성은 -1에서 주행수요의 가격탄력성을 차감한 값과 같으며, 주행수요의 가격탄력성에 마이너스를 취한 값이 곧 반등효과의 크기를 나타낸다.

$$\text{반등효과(Rebound effect)} = -\eta_{Ps}(S)$$

예컨대 주행수요의 km당 휘발유 가격에 대한 탄력성이 -0.1이라면 반등효과의 크기는 10%이며, 이는 곧 평균주행효율의 개선을 통해 기대할 수 있는 휘발유 소비 절감량의 10%가 주행거리 증가로 인해 상쇄됨을 의미한다. 만약 가격탄력성이 -1.1과 같이 탄력적인 값을 가진다면 반등효과의 크기는 110%로, 휘발유 소비 절감량을 완전히 상쇄하고 주행효율의 개선이 결과적으로 휘발유 소비를 증가시키는 역효과(Backfire effect)가 존재하는 것으로 해석된다.

2. 가격탄력성의 비대칭성과 가격분해기법

통상적으로 가격탄력성을 분석할 때에는 가격이 상승할 때와 가격이 하락할 때의 탄력성이 동일하다고 가정하지만, 반등효과는 에너지 서비스의 실질가격 하락과 밀접한 관계가 있으므로 가격탄력성의 비대칭성 여부를 검정하는 것이 중요하다. 가격이 상승하는 시기와 하락하는 시기의 가격탄력성의 크기를 분리하여 추정하는 가격분해비대칭모형에서 가격변수를 가격상승(P_{rise})과 가격하락(P_{cut}) 두 가지 성분으로 분해하기 위해 Gately(1993)가 제시한 가격분해기법을 이용한다.

Gately(1993)는 가격이 전례 없이 높은 수준으로 상승하는 시기, 하락하는 시기, 종전 수준으로 회복하는 시기의 가격탄력성을 각각 추정하기 위하여 다음과 같이 가격을 최대가격성분(P_{max}), 가격하락성분(P_{cut}),

가격회복성분(P_{rec})의 세 가지 단조 시계열 성분(monotonic series component)의 합으로 분해하는 방법을 제시하였다.

$$P_t = P_{\max,t} + P_{rise,t} + P_{cut,t}$$

$$P_{\max,t} = \max(P_0, \dots, P_t)$$

$$P_{cut,t} = \sum_{i=0}^t \min \{0, (P_{\max,i-1} - P_{i-1}) - (P_{\max,i} - P_i)\}$$

$$P_{rec,t} = \sum_{i=0}^t \max \{0, (P_{\max,i-1} - P_{i-1}) - (P_{\max,i} - P_i)\}$$

위와 같은 가격분해모형을 도입함으로써 Gately(1993)는 석유가격이 유례없이 급등했던 70년대 유가과동 당시 석유 수요가 급감했던 것에 비해서 1980년대 유가 하락으로 인한 수요증대 효과와 이후 유가회복에 따른 수요위축은 상대적으로 민감하지 않았음을 보일 수 있었다.

본 연구에서는 반등효과와 관련 있는 가격하락성분에 주로 관심을 갖고 있을 뿐만 아니라 패널자료의 표본기간이 2001년부터 2010년까지 10년에 불과하므로 최대가격성분과 가격회복성분을 분리하는 것은 큰 의미가 없다. 따라서 Bentzen(2004), 진상현(2007)과 같이 가격변수를 가격상승(P_{rise})과 가격하락(P_{cut}) 두 가지 성분으로만 분해하였다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

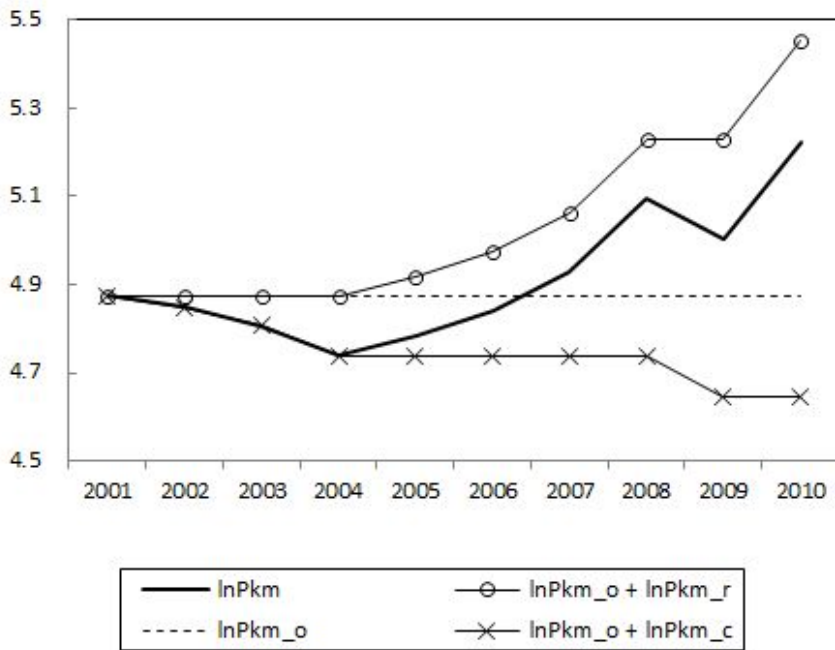
$$P_t = P_0 + P_{rise,t} + P_{cut,t}$$

$$P_{cut,t} = \sum_{i=0}^t \min \{0, P_i - P_{i-1}\}$$

$$P_{rise,t} = \sum_{i=0}^t \max \{0, P_i - P_{i-1}\}$$

시점 t 의 가격은 초기가격(P_0)과 가격상승성분, 가격하락성분의 합으

로 분해된다. 이 때 초기가격은 상수이므로 추정모형에는 가격상승성분과 가격하락성분 변수만이 포함된다. 가격성분변수를 생성하기 위해서는 우선 당기의 가격에서 전기의 가격을 뺀 차분값을 구해야 한다. 가격상승성분은 양(+)¹⁾의 부호를 갖는 차분값들의 누적합(cumulative series)으로 얻어진 단조 증가 시계열(monotonic increasing series)이며, 가격하락성분은 반대로 음(-)²⁾의 부호를 갖는 차분값들만 누적하여 취한 단조 감소 시계열(monotonic decreasing series)이다. 실제 분석에서는 가격탄력성을 추정하기 위해 대수-선형모형(log-linear model)을 설정하였으므로, km당 실질 휘발유 가격으로 측정한 주행비용 변수에 자연대수를 취한 뒤에 가격분해기법을 적용하였다. 서울지역을 예로 들어 가격분해를 도식화한 것은 <그림 2>과 같다.



<그림 2> 가격분해의 도식화

3. 추정모형

자동차 주행수요의 가격탄력성을 추정하기 위한 주행거리 수요함수는 주행비용에 해당하는 1km당 휘발유 가격(Pkm)을 비롯하여 자동차 주행수요에 영향을 미치는 기타 독립변수들로 구성된다. 함수 형태는 대수-선형모형(log-linear model)으로 설정하였다. 각 변수를 자연대수 형태로 변화시킬 경우 추정된 회귀계수를 곧바로 탄력성 수치로 해석할 수 있으며, 자료의 분산을 최소화하여 보다 안정적인 계수 추정이 가능한 장점이 있다.

가격탄력성의 비대칭성 여부를 검정하기 위하여 통상적인 가격탄력성을 추정하는 기본 모형과 가격변수를 가격하락성분(Pkm_cut) 및 가격상승성분(Pkm_rise)으로 분해하는 가격분해모형을 각각 설정하였으며, 각 모형의 기본적 형태를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

① 기본모형:

$$\ln Y_{i,t} = \alpha + \beta \ln Pkm_{i,t} + \gamma \ln X_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t}$$

② 가격분해모형:

$$\ln Y_{i,t} = \alpha + \beta_1 \ln Pkm_cut_{i,t} + \beta_2 \ln Pkm_rise_{i,t} + \gamma \ln X_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t}$$

α, β, γ : 상수항 및 각 독립변수의 추정계수

X : 주행비용(Pkm)을 제외한 기타 독립변수

μ_i : 시간불변적인 지역 특성을 나타내는 오차항

$\epsilon_{i,t}$: 모든 지역(i)과 시간(t)에 대하여 평균이 0이고 분산이 일정한 독립·동질적 분포를 따르는 오차항

기본모형에서 가격 변수($\ln P_{km}$)의 추정계수 β 는 주행거리 수요의 가격탄력성을 의미하며, 이를 통해 반등효과의 크기를 직접적으로 가늠할 수 있다. 가격분해모형의 경우 km당 휘발유 가격의 하락성분 ($\ln P_{km_cut}$)과 상승성분($\ln P_{km_rise}$)에 대한 추정계수 β_1 과 β_2 가 각각 가격이 하락하는 시기와 가격이 상승하는 시기의 가격탄력성을 뜻하며, 이 중에서 β_1 이 반등효과의 크기와 밀접한 관계가 있는 추정치이다.

제 2 절. 분석대상변수의 선정

자동차 주행수요의 가격탄력성을 이용하여 반등효과를 분석하기 위해서는 우선 주행거리 수요함수를 구성할 변수들을 선정해야 한다. 종속변수는 자동차 주행거리이며, 가격탄력성의 추정과 직접적으로 관련된 독립변수는 주행서비스의 가격에 해당하는 km당 휘발유 가격이다. 그 외에 주행거리에 영향을 미치는 사회경제적 요인과 도시공간구조, 교통체계 관련 변수들을 검토하였으며, 시간추세와 글로벌 금융위기의 여파를 통제하는 더미변수 또한 모형에 포함시켰다.

1. 종속변수

자동차 주행거리는 휘발유 소비의 반등효과를 분석한 기존 연구에서 가장 보편적으로 사용되는 에너지 서비스의 지표이다.¹³⁾ 그러나 실제 모형 추정에 사용된 변수의 구체적인 형태는 전체 자동차의 총 주행거리 (Greene, 1992; Jones, 1993; Orasch and Wirl, 1997), 승용차 1대당

13) 화물수송의 경우 톤-km, 여객수송의 경우 인-km 역시 에너지 서비스 수요를 나타내는 지표로 사용할 수 있으나, 본 연구에서는 자료의 여건을 고려하여 기존 연구들과 같이 자동차 주행거리(vehicle-km)를 선택하였다.

주행거리(Johansson and Schipper, 1997), 운전자 1인당 주행거리(Haughton and Sakar, 1996), 성인 1인당 주행거리(Small and Van Dender, 2007) 등 연구자들마다 차이를 보이고 있다.

승용차 1대당 주행거리 또는 운전자 1인당 주행거리를 종속변수로 사용할 경우 차량보유수준과 운전면허취득률의 향상에 따른 주행 수요의 증대를 반영하지 못하는 한계가 있다. 또한 온실가스 감축목표 하에서의 에너지 소비 감축의 맥락에서도 전체 자동차의 총주행거리를 분석하는 것이 바람직한 대안으로 판단된다. 그러나 본 연구에서는 실증분석을 위해 광역자치단체별 패널자료를 사용하기 때문에 지역 간 비교를 위해서는 지역별로 상이한 규모의 차이를 고려해야하며, 따라서 휘발유를 연료로 이용하는 전체 차량의 연간 총 주행거리를 각 시도별 인구로 나누어 표준화시킨 1인당 연간 주행거리를 종속변수로 설정하였다.

2. 독립변수

1) 실질주행비용

에너지 서비스의 가격 즉, 실질주행비용을 나타내는 독립변수인 km당 휘발유 가격은 Greene(1992), Jones(1993), Small and Van Dender (2007)에서와 같이 휘발유 가격과 연평균 주행연비¹⁴⁾를 이용하여 산정하였다. 아래 관계식을 통해 알 수 있듯이, 자동차 1km를 주행하는 데 소요되는 휘발유 가격은 휘발유에 대한 연간 총 지출액($P \times E$)을 연간 총주행거리(S)로 나누어준 단위 거리 당 평균비용으로 해석할 수 있다.

14) 연평균 주행연비는 전체 휘발유 차량의 연간 총 주행거리를 실제 도로상에서 소비된 총 휘발유 소비량으로 나눈 휘발유 1L당 주행거리를 의미하며, 도로여건이나 주행속도, 개별 운전자의 주행습관뿐만 아니라 배기량별 차량 구성비에 따라서 달라지는 실현된 효율(realized efficiency)이라는 점에서 개별 차종의 공인연비와 같은 기술적 효율(technical efficiency)과 차이가 있다.

$$P_{km} = \frac{P}{\epsilon} = \frac{P}{S/E} = \frac{P \times E}{S}$$

P_{km} : 1km당 휘발유 가격(원/km)

ϵ : 연평균 주행연비(km/ℓ)

P : 실질 휘발유 가격(원/ℓ)

E : 연간 휘발유 소비량(ℓ)

S : 휘발유 자동차의 연간 총주행거리(km)

또한 가격비대칭모형 추정을 위해서 km당 휘발유 가격을 다음과 같이 가격하락성분과 가격상승성분의 두 가지 변수로 분해하였다.

$$\ln P_{km_cut_t} = \sum_{i=0}^t \min \{0, \ln P_{kmi} - \ln P_{kmi-1}\}$$

$$\ln P_{km_rise_t} = \sum_{i=0}^t \max \{0, \ln P_{kmi} - \ln P_{kmi-1}\}$$

2) 사회경제적 요인

운전자들에게 자동차 주행이 정상재라면 소득탄력성은 양(+의 부호)을 가질 것으로 예상된다. 그러나 소득수준이 향상될수록 승용차 운전의 시간비용이 증가하기 때문에 주행시간을 줄이려는 유인이 생기며, 따라서 주행거리에 대한 소득의 순 영향력을 사전적으로 예측하기 어렵다는 견해도 있다(Haughton and Saker, 1996). 지역별 소득수준을 측정하기 위한 변수로는 1인당 지역내총생산(GRDP)을 선정하였다.

운전자의 연령과 경제활동참가 여부는 개인적 차원에서 자동차 주행수요에 영향을 미치는 주된 요소이다. 지역 차원에서는 경제활동에 활발히 참여하는 인구층이 두터울수록 출·퇴근 통행수요가 많고 자동차 총 주행거리가 늘어날 것으로 예상된다. 지역별 경제활동참가율은 전체 인구

중 농림수산업을 제외한 2·3차 산업 취업인구의 비율로 측정하였다.

주5일근무제의 정착에 따른 실 근로시간의 감축 및 여가문화의 변화 또한 주행거리 수요를 증가시키는 요인으로 작용한다. 주5일근무제는 표본기간에 포함되는 2004년 7월 처음 도입된 이후 단계적으로 그 범위를 확대하여 2012년 현재 20인 이상 모든 사업장을 대상으로 시행되고 있다. 주말 휴일이 늘어나면 휴식 등 소극적 여가활동보다 스포츠와 야외 활동, 문화예술활동과 같은 적극적 여가활동을 즐기는 사람들이 늘어날 것으로 예측할 수 있다. 김동준 외(2007), 김태호 외(2008) 등의 연구 결과에 따르면 주5일근무제의 확대 시행이 토요일 출퇴근통행의 상당부분을 쇼핑 및 여가통행으로 전환시키는 통행패턴의 변화를 가져왔으며, 중·장거리 여가통행을 증가시킨 것으로 나타났다. 근로시간의 변화를 측정하기 위한 변수로는 사업체 상용근로자의 지역별 월평균 노동시간을 사용하였다.

3) 도시공간구조

개인의 자동차 이용행태는 앞서 언급한 소득이나 직업 등 개인의 사회경제적 특성뿐만 아니라 주거밀도, 토지이용의 혼합도와 같은 도시공간구조의 지역적 특성과의 밀접한 관계가 있다. 도시공간구조가 통행 및 교통에너지소비에 미치는 영향에 대한 논의는 주로 도시계획 분야에서 압축도시(compact city) 개발의 에너지효율성에 대한 연구들을 중심으로 이루어져 왔다. 압축도시는 기존의 자동차 중심의 확산형 도시 모델과 대비되는 개념으로, 고밀도와 다양한 토지이용의 혼합, 대중교통수단의 강화 및 보행자 친화적 가로설계 등을 특징으로 한다(조윤애, 2009). 압축도시 계획 이론의 핵심은 도시공간구조를 압축적으로 변화시켜 도시내 여러 기능들을 보다 좁은 공간 안에 밀집시킴으로써 자동차 통행수요를 감소시키고 에너지 효율적인 도시개발을 유도할 수 있다는 것이다.

도시공간의 압축 정도를 나타내는 지표로써 일반적으로 인구밀도가 사

용된다. 압축도시의 에너지효율성을 실증적으로 분석한 여러 연구들은 인구밀도와 1인당 주행거리 또는 자동차 휘발유 소비량 사이에(-)의 관계가 있음을 제시하고 있다(Newman and Kenworthy, 1989; Schimek, 1996; 조운애·김경환, 2008; 조운애, 2009; Cevero and Murakami, 2010). 국내 7대 광역도시를 대상으로 인구밀도와 휘발유소비량과의 관계를 분석한 조운애(2009)에 따르면 전체 인구를 행정구역의 총면적으로 나눈 총밀도(gross density)보다는 실제 거주지의 밀도를 반영하는 순밀도(net density)가 압축도시의 특성을 보다 유의미하게 반영하는 것으로 나타났다¹⁵⁾. 따라서 본 연구에서는 도시공간구조를 대표하는 변수로써 순인구밀도를 선정하였다.

4) 교통체계

1980년대 이후 자가용 차량의 급속한 보급은 수송부문 휘발유 소비 증가를 주도해 왔으며, 2000년대 이후 그 증가폭은 둔화되었으나 1인당 승용차 등록대수는 꾸준한 증가추세를 보이고 있다. 자동차 보유량을 나타내는 변수로는 인구 1000명당 휘발유 자동차 등록대수를 사용하였다. 차량등록대수는 1인당 주행거리와는 정(+)의 관계를 가질 것으로 예상할 수 있으며, 그 영향력의 크기는 차량보급수준이 얼마나 성숙단계에 들어섰느냐에 따라서 달라질 것이다. 승용차 보급이 급격히 확산되는 시기에는 차량 보유 여부가 개인의 주행행태에 결정적인 영향을 미친다. 그러나 승용차 보유가 이미 보편화된 상황에서는 차량 보유 그 자체보다는 개개인이 차량을 얼마나 이용하느냐가 더 중요한 변인으로 작용하므로, 차량 보급률이 포화상태에 가깝다면 주행거리에 미치는 영향력은 미미할 것으로 예상된다.

교통안전공단에서 실시한 자동차 주행거리 실태조사 결과에 따르면

15) 순인구밀도는 휘발유 소비량에 대하여 유의미한 음의 부호를 가지는 것으로 나타난 반면, 총인구밀도는 유의하지 않거나 양의 부호로 추정되었다.

배기량 규모가 큰 대형 승용차가 중·소형차에 비해서 더 많은 거리를 주행하는 경향을 보이고 있다. 2010년의 경우 자가용 승용차의 1일 평균 주행거리는 대형차가 44.3km로 가장 길었고, 중형차는 32.5km, 경차와 소형차 각각 23.8km, 23.6km로 나타났다. 이처럼 차종 규모별로 주행 특성이 다르게 나타나는 것은 여성 운전자의 선호도가 높은 경차 및 소형차는 출퇴근과 시내 근거리용으로만 이용되는 경우가 많은 반면, 중·대형차는 업무용과 여행용으로 장거리 여행에 이용되는 경우가 많기 때문인 것으로 짐작된다. 따라서 대형차의 비중이 높고 경차와 소형차의 비중이 낮은 지역일수록 총 주행거리가 늘어날 것으로 예상할 수 있다. 이러한 차량보유구조의 특성을 반영하기 위한 변수로써 승용일반형 자가용 차량 중 배기량이 2000cc 이상인 대형차의 비중을 산정하였다.¹⁶⁾

<표 2> 자가용 승용차 규모별 1일 평균 주행거리

(단위: km)

구분	2007년	2008년	2009년	2010년
경형 (1,000cc 미만)	28.0	26.5	26.3	23.8
소형 (1,500cc 미만)	32.6	28.7	29.7	23.6
중형 (2,000cc 미만)	40.6	34.4	34.7	32.5
대형 (2,000cc 이상)	45.4	41.7	41.6	44.3
승용일반형 평균	36.6	32.1	32.6	29.3

자료: 교통안전공단

교통서비스 시설 공급 측면의 변수로는 도로보급률과 대중교통시설 공급을 고려하였다. 도로의 확충은 자동차 이용을 촉진시키고 새로운 통행 수요를 유발시키는 효과가 있으므로 1인당 주행거리와 정(+)의 관계를

16) SUV, RV 등 승용다목적형 차량은 경유를 연료로 사용하므로 분석 대상에서 제외하였으며, 승용일반형 차량의 등록대수만을 고려하여 대형차 비중을 계산하였다.

가질 것으로 예상된다. 도로밀도와 관련한 지표들은 국토면적당 도로연장, 인구일인당 도로연장, 국토면적과 인구를 기하평균한 국토계수당 도로연장 등이 있다. 이 중에서 국토면적과 인구를 종합적으로 고려한 국토계수당 도로연장이 지역별 도로보급률을 나타내는 지표로써 가장 합당한 것으로 판단된다. 대중교통 서비스의 공급을 반영하기 위한 변수로는 영업용 버스등록대수를 사용하였으며,¹⁷⁾ 역시 지역별 인구나 규모의 차이를 반영하기 위하여 전체등록대수를 면적과 인구의 기하평균으로 나누어 표준화하였다.

5) 시간추세

분석기간인 2001년에서 2010년 사이 15개 광역자치단체의 1인당 자동차 주행거리의 변화를 살펴보면 전반적으로 시간의 흐름에 따라 서서히 감소하는 추세를 나타내고 있다. 이렇듯 모든 지역에서 공통적으로 나타나는 시간의존적인 경향성을 통제하기 위하여 시간추세(trend) 변수를 포함시켰다. 시간추세 변수는 규제 및 교통수요관리 정책의 효과와 소비자의 선호 등 시간에 따라 변화하지만 수치적으로 계량화하기 어려운 복합적 요인들을 대변하는 것으로, 만약 주행거리 수요함수에서 시간추세가 유의미한 변수로 확인된다면 독립변수들만으로 설명되지 않는 이러한 요인들에 의해 모든 지역에서 통행수요를 감소시키는 체계적인 영향력이 작용했음을 의미한다.

추가적으로 2008년 9월 이후 본격화된 글로벌 금융위기 전후의 유가 급변과 실물경제로의 전이에 따른 경기침체의 여파를 통제하기 위하여 2008년과 2009년 더미변수를 모형에 포함시켰다. 모형에 포함된 각 변수의 정의는 <표 3>에 나타내었다.

17) 본 연구에서는 지역별 시계열자료의 한계로 인해 지하철과 철도시설은 제외하고 영업용 버스대수만을 고려하였다. 이용 가능한 자료가 존재한다면 버스대수뿐만 아니라 노선수와 노선거리, 배차시간, 환승의 편리성 등을 종합적으로 반영한 지표를 사용하는 것이 보다 바람직할 것이다.

<표 3> 실증분석에 이용된 변수 및 정의

구분	변수명	변수 정의
종속변수	VKT	1인당 연간 자동차 주행거리: 휘발유 자동차의 연간 총 주행거리(km) / 인구(명)
km당 휘발유 가격	Pkm	km당 휘발유 가격: 실질 휘발유 가격(원/L) × 연간 도로수송용 휘발유 소비량(L) / 연간 총 주행거리(km)
	lnPkm_cut lnPkm_rise	ln(km당 휘발유 가격)의 가격하락성분 ln(km당 휘발유 가격)의 가격상승성분
사회경제적 요인	GRDP	1인당 지역내총생산(2010년 가격기준, 천원)
	Emp	취업인구 비중: 2,3차 산업 취업인구 비중 (%)
	Labor	근로시간: 상용근로자의 월간 근로시간 (시간)
공간구조	Pop	순인구밀도: 총인구/시가화면적(명/km ²)
교통체계	V	인구 천 명당 휘발유 차량대수: 휘발유 차량 등록대수(대) / 인구(명) × 1000
	Lcar	대형차 비중: 승용일반형 자가용 차량 중 배기량 2000cc 이상 차량의 비중 (%)
	Bus	영업용 버스등록대수: 인구(명)와 시가화면적(km ²)의 기하평균으로 나누어 표준화
	Road	도로밀도: 총도로연장(km)을 인구(천명)와 행정구역 면적(km ²) 의 기하평균으로 나누어 표준화한 도로보급률 지표
기타	T	시간추세(2001=1, ..., 2010=10)
	D_2008	2008년 더미변수
	D_2009	2009년 더미변수

제 3 절. 분석자료 구축

1. 지역별 패널자료 구축

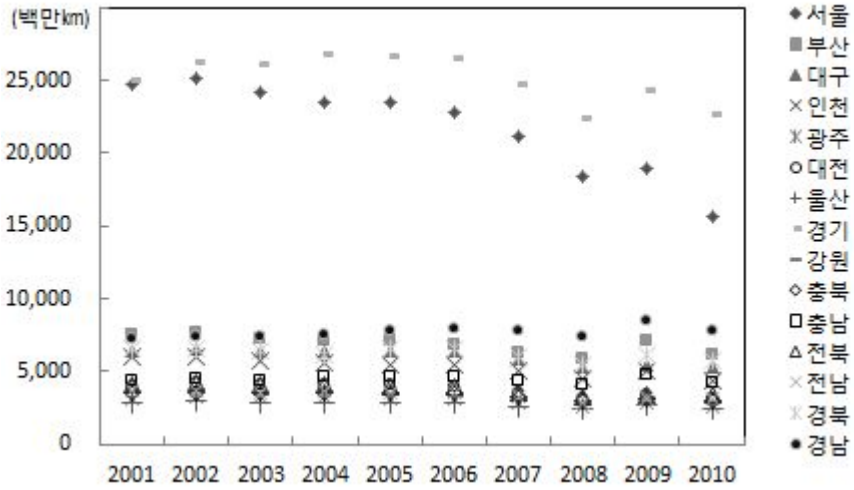
실증분석을 위하여 2001부터 2010년까지 기간 동안 제주도를 제외한 우리나라 15개 광역자치단체를 대상으로 패널자료를 구축하였다. 패널자료는 시계열자료 또는 횡단면자료에 비해 더 많은 정보와 변수의 변동성(variability)을 제공하여 보다 효율적인 추정을 가능케 할뿐만 아니라, 선형회귀모형의 다중공선성 문제를 완화시킬 수 있다. 또한 관측되지 않는 개별 지역의 고유한 특성효과(individual heterogeneity)를 통제함으로써 누락 변수의 편의를 축소할 수 있다는 장점을 지니고 있다.

1) 자동차 주행거리

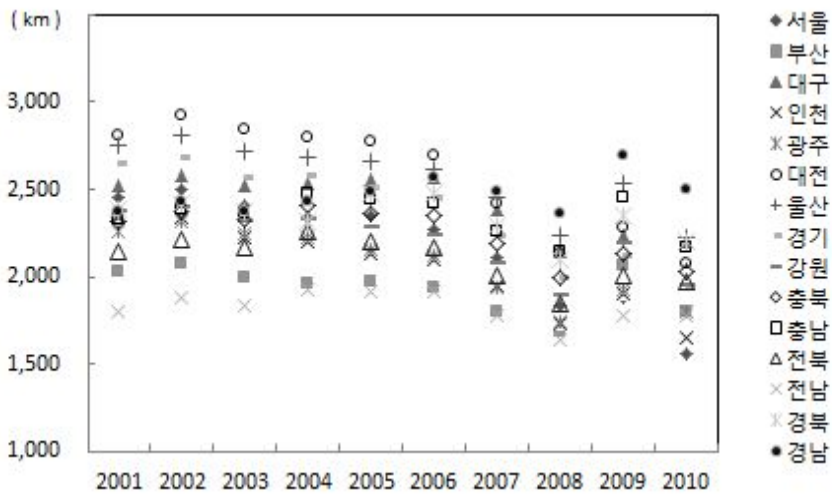
휘발유를 연료로 이용하는 전체 차량의 연간 총 주행거리는 교통안전공단에서 발간하는 자동차 주행거리 실태조사¹⁸⁾ 보고서에 수록된 지역별 휘발유 차량의 1일평균 주행거리에 연간일수(365일)와 휘발유 차량 등록대수를 곱하여 계산하였다. 자동차 등록대수는 국토해양부 자동차등록현황보고 자료를 사용하였으며, 연간 총 주행거리를 행정구역의 각 연도 인구수로 나누어 1인당 주행거리를 산정하였다. <그림 3>과 <그림 4>는 각각 전체 휘발유 차량의 연간 총 주행거리와 1인당 주행거리의 변화추이를 나타낸다.

18) 교통안전공단은 매년 자동차 주행거리 실태조사를 실시하여 지역별·용도별·차종별 평균주행거리를 산출하고 있으며, 연료별 주행거리는 2001년부터 조사되고 있다. 조사 표본은 해당연도에 자동차 정기검사를 받은 차량으로, 편의표본(convenience sample)로 정의된다. 신차는 신규검사 후 정기검사를 받기까지 4년의 유효기간이 주어지므로, 연식이 4년 이하인 차량은 대부분 표본에서 제외되는 한계가 있음을 밝혀 둔다. 차종별 평균주행거리는 자동차검사통합시스템(VIMS, Vehicle Inspection Management System)에 집계된 정보를 바탕으로 산출되며, 2010년의 경우 표본수는 총 5,258,317대로 모집단인 국내 등록된 자동차의 29.9%에 해당한다.

지역별로 차이는 있으나 1인당 주행거리는 2008년까지 전반적으로 감소하다가 2009년에는 모든 지역에서 증가하였고, 2010년에는 다시 감소 추세를 나타내고 있다.



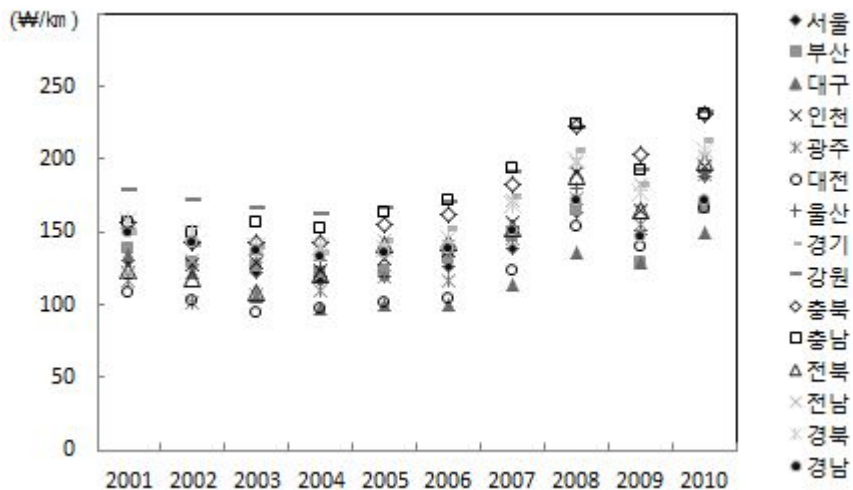
<그림 3> 휘발유 차량의 연간 총 주행거리



<그림 4> 1인당 연간 주행거리

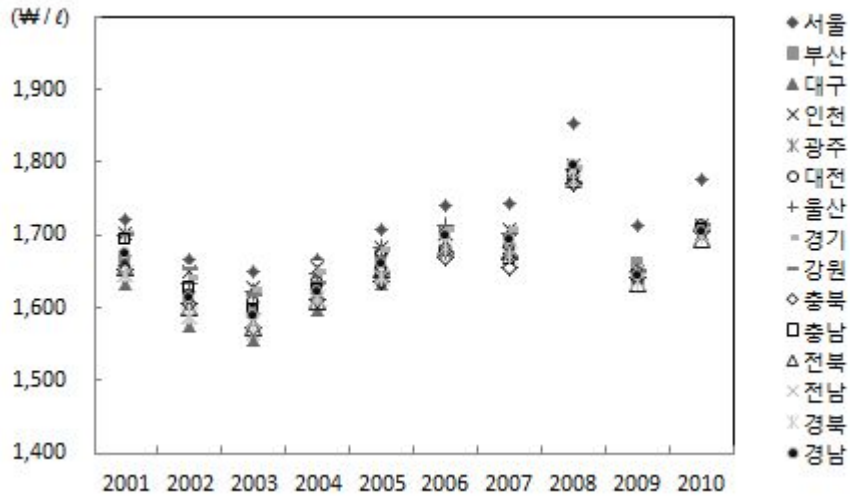
2) 실질주행비용

자동차 주행의 실질비용을 나타내는 1km를 운행하는데 소요되는 휘발유 가격은 지역별 휘발유 가격과 연간 도로부문 휘발유 소비량, 연간 총 주행거리 자료를 이용하여 산정하였다. 휘발유 가격은 주유소 무연 휘발유 판매가격(원/L)을 소비자물가지수(CPI)로 나누어 2010년 기준 실질 가격으로 변환하였으며, 휘발유 소비량 자료는 Bbl 단위를 L 단위로 환산하였다. 분석기간 동안 km당 휘발유 가격 변수의 지역별 변화 추이는 <그림 5>를 통해 확인할 수 있다.

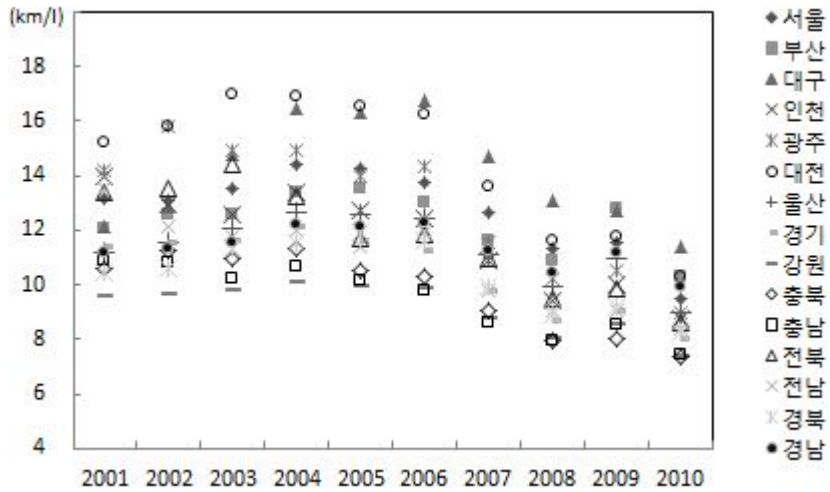


<그림 5> 실질주행비용

자동차 주행의 실질비용은 실질 휘발유 가격에 비례하고 평균주행연비에 반비례하므로, km당 실질 휘발유 가격은 실질 휘발유 가격이라는 경제적 요인과 자동차 연비라는 기술적 요인이 혼재되어있는 변수이다. <그림 6>과 <그림 7>은 각 요인의 변화 추이를 분리하여 나타낸 것이다.



<그림 6> 실질 휘발유 가격



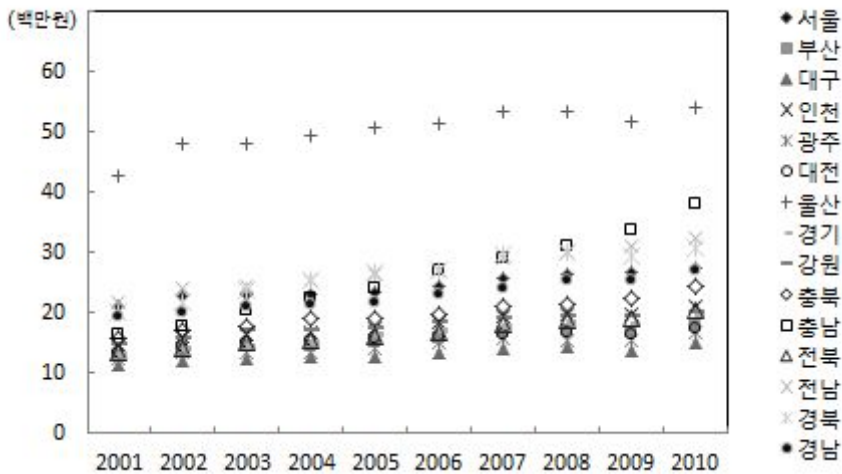
<그림 7> 평균주행연비

2000년대 중반부터 상승세를 유지하던 실질 휘발유 가격은 2008년 글로벌 금융위기와 더불어 급등하였으며, 경기침체에 대한 우려가 확산되면서 한시적으로 폭락했다가 이후 다시 반등하는 추세를 보이고 있다.

평균주행연비는 유가상승에도 불구하고 2000년대 중반 이후 지속적으로 악화되는 경향을 보였다. 이는 고유가가 자동차 주행효율 개선을 유도한다는 통상적인 기대와 반대되는 현상으로, 기술적 연비가 지속적으로 개선되어왔음을 감안하면¹⁹⁾ 도로정체 심화로 인한 실질주행연비 감소와 소형차에서 중·대형차로의 보유구조 변화가 평균주행연비 악화의 주된 원인일 것으로 추측할 수 있다.

3) 지역소득

지역별 소득의 지표로써 1인당 실질 지역내총생산(GRDP)을 이용하였다. 통계청 지역소득 통계로부터 구한 지역별 GRDP 자료를 2010년 불변가격으로 환산하였으며, 행정구역별 인구수로 나누어 1인당 실질 GRDP를 산출하였다.

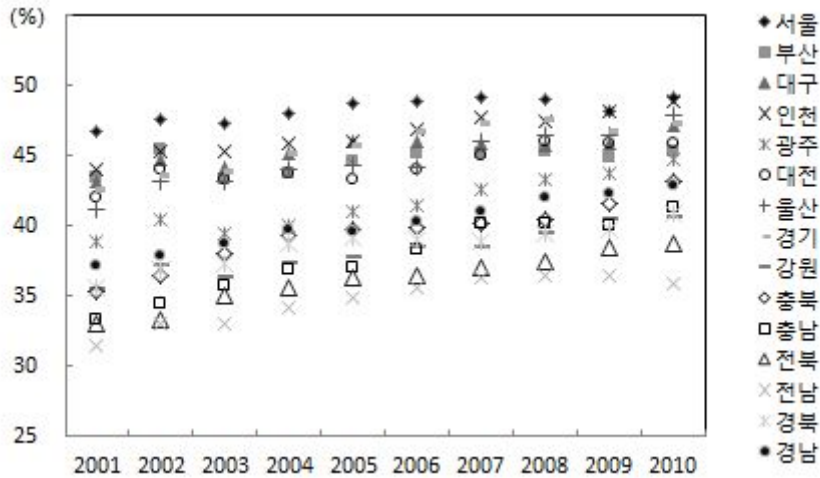


<그림 8> 1인당 실질 GRDP

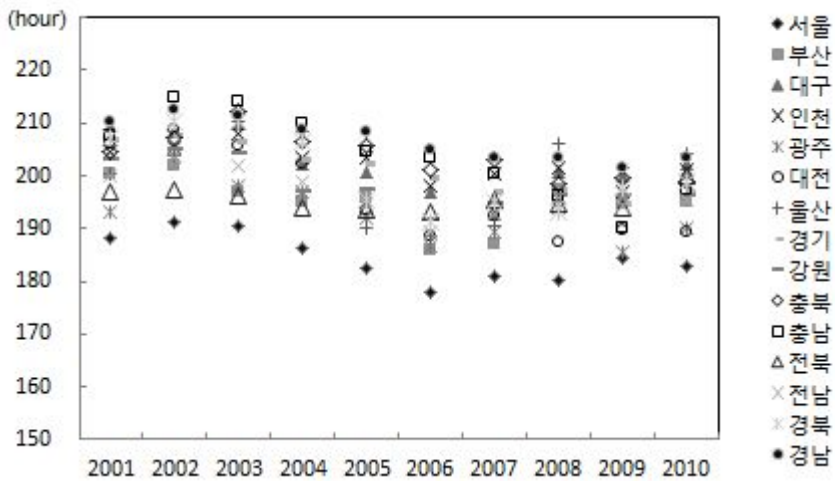
19) 2006년 기업평균연비제도 도입 이후 연간 판매된 휘발유 차량의 평균연비는 국산차를 기준으로 2007년 11.80km/L에서 2008년 12.38km/L, 2009년 12.92km/L, 2010년에는 13.70km/L로 지속적으로 향상되어왔다(에너지관리공단, 2010).

4) 취업인구 비율 및 근로시간

취업인구 자료는 경제활동인구조사 항목 중 행정구역·산업별 취업자수를 이용하였으며, 전체 취업자수에서 농림수산업 종사자수를 차감하여 2·3차산업 취업인구를 산출하였다.



<그림 9> 2·3차 산업 취업인구 비율

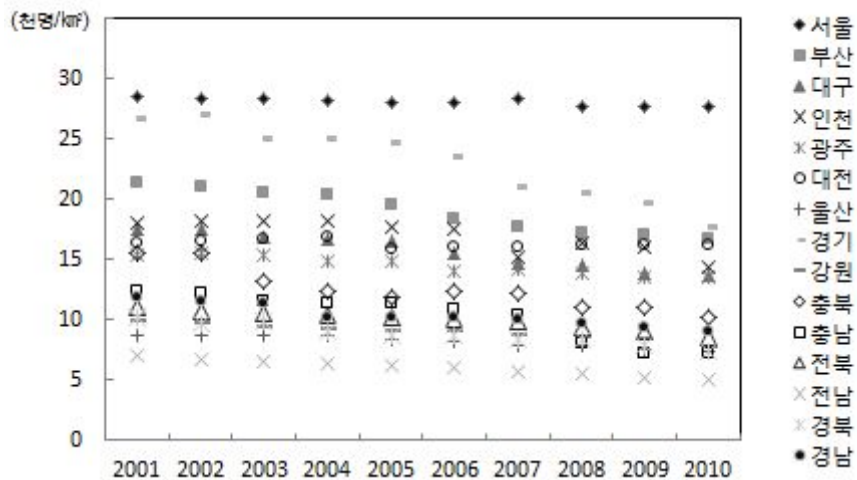


<그림 10> 월평균 근로시간

<그림 9>에서 알 수 있듯이 전체인구 중 2·3차산업 취업인구가 차지하는 비중은 수도권과 광역도시에서 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 근로시간의 경우 사업체 노동력조사의 근로실태부문 자료를 이용하였으며, 5인 이상 사업체 상용근로자의 월간 근로시간의 지역별 평균치를 기준으로 하였다<그림 10>.

4) 순인구밀도

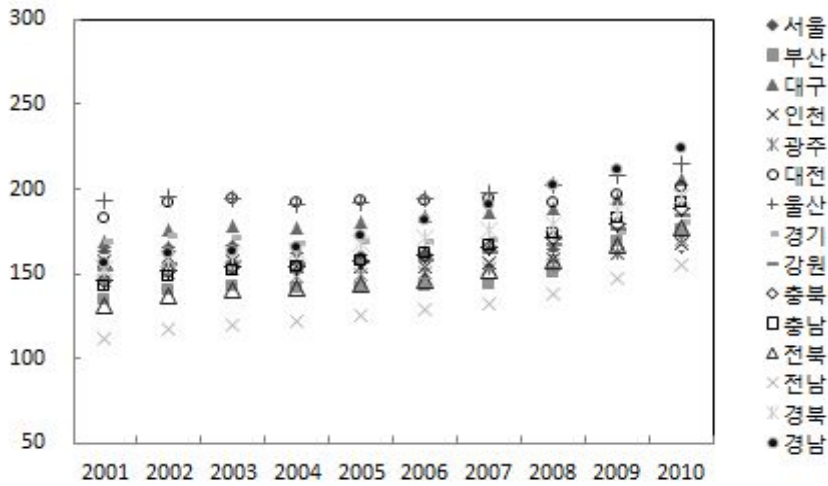
도시공간구조의 압축 정도를 나타내는 순인구밀도는 시가화면적 당 인구수로 정의되며, 실제 거주지의 밀도를 반영한다는 측면에서 행정구역 면적 당 인구수를 뜻하는 총인구밀도와 구별된다. 시가화면적은 전답과 임야 등을 제외한 도시면적으로, 지적통계연보를 기준으로 토지의 지목별 분류에 의한 대지, 학교, 공장, 도로 및 철도용지 면적의 합을 사용하였다.



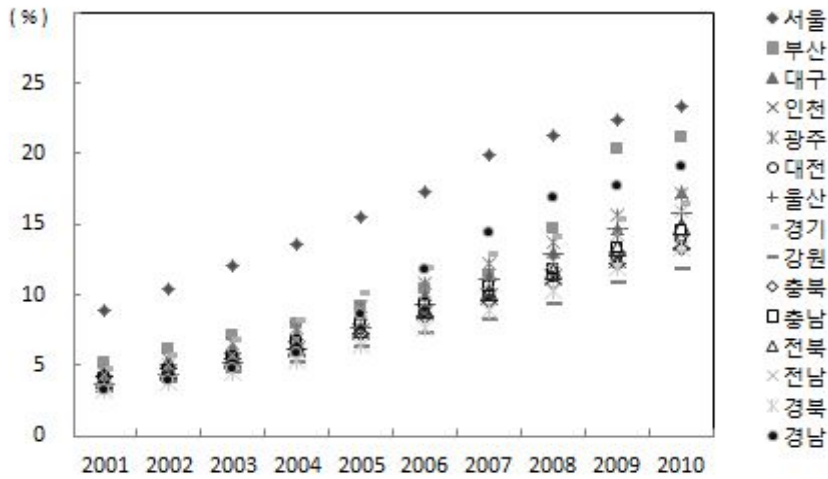
<그림 11> 순인구밀도

5) 자동차 등록대수

휘발유 차량등록대수, 자가용 승용차 중 대형차의 비율, 영업용 버스공급 수준을 산출하기 위한 자동차 등록대수는 모두 국토해양부 자동차등록현황보고의 매년 말 기준 통계표를 기준으로 하였다.



<그림 12> 인구 천 명당 휘발유차량 등록대수

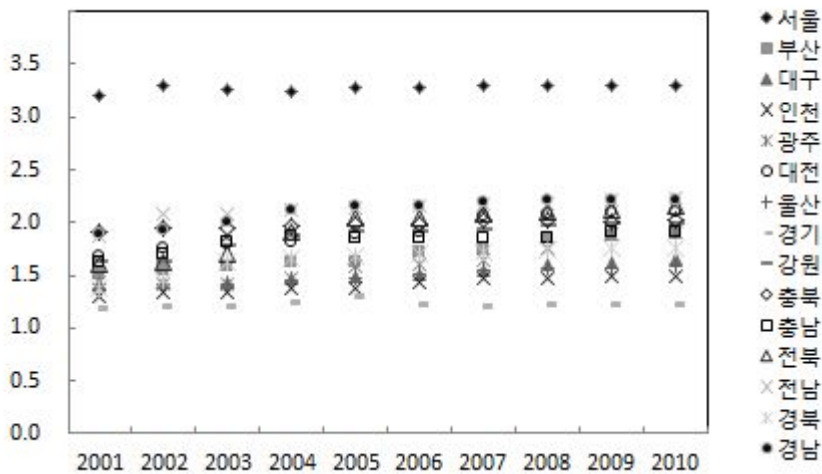


<그림 13> 자가용 대형승용차의 비중

자가용 대형승용차 비율은 국산차와 외제차를 포함한 전체 승용일반형 자가용 차량 중에서 배기량 2000cc 이상인 차량이 차지하는 비중(%)으로 산출하였다<그림 13>. 버스대수는 영업용 자동차 등록현황에서 시내버스, 시외버스, 고속버스 및 전세버스의 등록대수를 합산하였으며, 인구와 시가화면적의 기하평균으로 나누어 표준화된 변수를 생성하였다.

6) 도로보급률

지역별 도로보급률을 나타내는 지표인 국토계수당 도로밀도는 총도로연장(km)을 국토면적(km²)과 인구(천 명)의 기하평균으로 나눈 값으로 정의된다. 도로연장은 국토해양통계연보 자료를 기준으로 하였으며, 고속국도와 일반국도, 특별·광역시도, 지방도, 시도 및 군도의 연장을 합산하였다.



<그림 14> 국토계수당 도로밀도

<그림 14>는 지역별 도로보급률 변수의 변화추이를 나타낸 것이며, 실증분석에 사용된 모든 자료의 출처는 <표 4>에 정리하였다.

<표 4> 실증분석에 사용된 자료 및 출처

항목	자료명	출처
자동차 주행거리	자동차 주행거리 실태조사 보고서	교통안전공단
휘발유 소비	지역별 육상수송부문 휘발유 소비	한국석유공사 내부자료
휘발유 가격	지역별 주유소 휘발유 판매가격	
소비자물가지수	지역별 소비자물가지수(2010=100)	통계청 국가통계포털
지역내총생산	지역소득 불변가격 지역내총생산	
인구	시도별 추계인구	
취업자 수	경제활동인구조사 행정구역·산업별 취업자	
월평균 근로시간	사업체 노동력조사 근로실태부문	
행정구역면적	행정구역별 국토면적	국토해양부 지적통계연보
시가화면적	행정구역별·지목별 국토이용현황	
차량등록대수	연료별·차종별·용도별 등록현황 자가용 및 영업용 자동차 등록현황	국토해양부 자동차등록현황보고
도로연장	시도별 도로현황	국토해양통계연보

2. 자료의 기초통계분석

1) 기술통계분석

2001~2010년 표본기간동안 분석단위로 설정된 15개 광역자치단체전체에 대한 각 변수의 기술통계량을 요약하면 <표 5>와 같다.

<표 5> 변수들의 주요 기술통계량

변수명 (단위)	평균	표준편차	최소	최대
VKT (km)	2,253.4	286.4	1,579.6	2922.3
Pkm (원/km)	150.3	30.9	94.9	229.4
GRDP (천원)	21,673.5	9,322.8	11,547.0	54,001.0
Emp (%)	41.7	4.4	31.5	49.2
Labor (시간)	198.7	7.5	177.8	214.7
Pop (명/km ²)	10,384.4	7,907.6	2,293.0	31,396.0
V (대/천명)	166.2	20.9	112.2	224.4
Lcar (%)	9.7	4.6	3.3	23.4
Bus (대/√(인 · km ²))	138.4	43.1	78.6	242.0
Road (km/√(천인 · km ²))	1.8	0.5	1.1	3.3

주) 관측수 = 150, 각 변수는 <표 3>을 참조하기 바람.

종속변수인 1인당 연간 주행거리는 평균 2,253.4km이고 최소 1,579.6km에서 최대 2,922.3km이다. 주행거리 비용을 나타내는 km당 실질 휘발유 가격은 평균 150.3원이고, 최소 94.9원에서 최대 229.4원 사이에 분포하고 있다. 1인당 실질 GRDP는 평균 2,167만원이고, 인구 천 명당 휘발유차량 등록대수는 평균 166.2대, 승용일반형 자가용 차량

중 대형차의 비중은 평균 9.7%이다. 도시공간구조를 반영하는 지표인 순인구밀도는 평균 10,384명/km²이며, 최소 2,293명/km²에서 최대 31,396명/km²까지 지역적 편차가 상당한 것으로 나타났다.

실제 모형추정에서는 종속변수와 독립변수에 모두 자연대수를 취하여 탄력성을 추정하였다. 변수에 자연대수를 취할 경우 자료의 편차가 줄어들고 왜도 및 첨도가 회귀분석에서의 정규성 가정에 적합하게 조정되기 때문에 보다 안정적인 모형 추정이 가능하다. 자연대수 변환 후 변수들의 주요 기술통계량은 <표 6>에 나타내었다.

<표 6> 자연대수 변환 후 변수들의 주요 기술통계량

변수명	평균	표준편차	최소	최대
lnVKT	7.71	0.13	7.36	7.98
lnPkm	4.99	0.20	4.55	5.44
lnPkm_cut	-0.13	0.10	-0.39	0.00
lnPkm_rise	0.19	0.21	0.00	0.74
lnGRDP	9.91	0.35	9.35	10.90
lnEmp	3.72	0.11	3.45	3.90
lnLabor	5.29	0.04	5.18	5.37
lnPop	8.96	0.78	7.74	10.35
lnV	5.11	0.13	4.72	5.41
lnLcar	2.16	0.48	1.18	3.15
lnBus	4.89	0.29	4.36	5.49
lnRoad	0.58	0.23	0.16	1.20

주) 관측수 = 150, 각 변수는 <표 3>을 참조하기 바람.

2) 상관관계분석

실증분석에 사용된 변수들 간의 기본적인 영향정도를 파악하기 위하여 상관관계분석을 수행하였다. 상관계수는 두 변수간의 상관관계를 측정하는 대표적인 수단으로써 두 변수간의 선형상관관계(linear relationship)의 방향성과 영향정도를 개략적으로 가늠케 해준다. 2001년부터 2010년까지 전체표본기간 동안의 자료를 이용하여 계산한 변수들 간의 상관계수를 <표 8>에 나타내었다.

<표 7> 상관관계 분석

	VKT	Pkm	GRDP	Emp	Labor	Pop	V	Lcar	Bus	Road
VKT	1									
Pkm	-0.46 [*]	1								
GRDP	0.02	0.42 [*]	1							
Emp	0.06	-0.09	0.00	1						
Labor	0.41 [*]	-0.06	-0.10	-0.31 [*]	1					
Pop	0.05	-0.48 [*]	-0.32 [*]	0.82 [*]	-0.31 [*]	1				
V	0.49 [*]	0.13	0.30 [*]	0.56 [*]	0.04	0.19	1			
Lcar	-0.43 [*]	0.39 [*]	0.26 [*]	0.52 [*]	-0.60 [*]	0.21 [*]	0.37	1		
Bus	-0.23 [*]	-0.16 [*]	-0.31 [*]	0.75 [*]	-0.33 [*]	0.81 [*]	0.03	0.44 [*]	1	
Road	-0.23 [*]	0.11	0.23 [*]	-0.05	-0.48 [*]	-0.04	-0.07	0.40 [*]	0.00	1

주) 모든 변수에 대한 자연대수 변환 후에 계산한 상관계수 표임. *는 Pearson 상관관계 검정 결과 5% 유의수준에서 유의함을 나타냄. 각 변수는 <표 3>을 참조하기 바람.

주속변수인 1인당 주행거리(VKT)와 가격변수인 km당 휘발유 가격(Pkm)의 상관계수는 -0.46 으로 유의미한 음(-)의 상관관계를 가지는 것을 확인할 수 있었다. 독립변수들 중에서 상관관계가 높을 것으로 예상되었던 1인당 지역내총생산(GRDP)과 차량보유수준(V) 및 자가용 대형승용차 비율(Lcar)은 상관계수가 각각 0.30 , 0.26 으로 유의미한 양(+)의 관계를 보였으나, 다중공선성의 위험은 적은 것으로 판단되었다.

도시공간구조의 밀집도를 나타내는 순인구밀도(Pop)의 경우 대중교통 시설 공급수준을 대변하는 영업용 버스대수(Bus)와 0.82 의 강한 양의 상관관계를 보였으며, 취업인구비율(Emp)과도 상관관계가 강한 것으로 나타났다. 독립변수들 간 상관관계가 강할 경우 다중공선성의 존재를 의심해볼 수 있으나, 모형추정결과의 신뢰성을 훼손시킬 만큼 심각한 문제는 없는 것으로 판단되어 세 변수 모두 최종모형에 포함시켰다.²⁰⁾

제 4 장. 모형추정 및 결과 해석

제 1 절. 적합모형의 검증

1. 고정효과와 확률효과의 유의성 검정

패널자료를 추정하기 위한 모형은 오차항의 구조에 대한 가정에 따라서 고정효과모형, 확률효과모형, 합동모형으로 구분된다. 다음과 같이 패

20) 다중공선성(multicollinearity)이 야기하는 문제의 본질은 선형관계가 매우 강한 두 변수가 모형에 독립변수로 포함될 경우 두 변수의 효과를 분리해 내기 어렵다는 데에 있다. 두 변수 간 상관관계가 높을수록 추정된 회귀계수의 표준오차가 커지는 경향이 있기 때문에, 다중공선성이 심각하게 내재된 경우 표준오차가 극히 크게 되어 유의해야 할 변수들이 유의하지 않게 나타나는 결과가 발생한다. 그러나 실증분석에서 모형 추정결과 lnPop, lnBus, lnEmp 세 변수의 회귀계수가 모두 통계적으로 유의미했으며, 다중공선성으로 인한 문제는 나타나지 않았다.

널 개체의 특성(heterogeneity)을 고려한 선형회귀모형을 가정해 보자.

$$y_{it} = \alpha + \beta x + u_i + \epsilon_{it}$$

위 모형에서 오차항은 시간에 따라 변하지 않는 지역별 개체특성을 나타내는 μ_i 와 시간과 지역에 따라 변하는 순수한 오차항인 ϵ_{it} 로 구성되어 있다. 고정효과(fixed effect)모형은 오차항 μ_i 를 추정해야할 모수로 간주하는 반면, 확률효과(random effect)모형은 μ_i 를 평균이 0이고 일정한 분산을 갖는($\mu_i \sim N(0, \sigma_c^2)$) 확률변수로 간주하는 차이점이 있다. 이에 반해 합동모형은 지역별 이질성을 반영하는 오차항이 존재하지 않는 것으로 가정하고, 패널자료의 특성을 무시하고 통상적인 최소자승법(OLS)으로 모형을 추정하는 방법이다.

적합모형을 검증하는 첫 번째 단계는 오차항의 구조에 대한 검정으로, 고정효과모형과 확률효과모형을 각각 합동모형과 비교하여 주행거리 수요 모형에서 지역의 이질적인 특성을 나타내는 오차항을 고려할 필요가 있는지를 판단하는 것이다. 즉 모형에 포함되지 않았지만 자동차 운행수요에 영향을 미칠 수 있는 각 지역의 기후, 문화, 대안적 교통시설의 편리성과 같은 요인들로 인한 지역 간 차이가 통계적으로 유의한지 여부를 검증해야한다.

고정효과의 유의성을 판정하기 위해서는 모든 지역에 대해 $\mu_i=0$ 이라 결합가설을 검정한다. 만약 귀무가설을 받아들인다면 상수항이 모든 지역에 대해 α 로 동일해지므로 지역별 이질성을 고려할 필요 없이 합동모형을 사용해도 무방하다. 확률효과의 유의성을 판정하기 위해서는 오차항 μ_i 의 분산이 0이라는 귀무가설에 대한 Breusch-Pagan 라그랑지 승수(LM) 검정을 수행하며, 귀무가설을 받아들인다면 확률적인 지역별 이질성은 존재하지 않는 것으로 판단하게 된다.

본 연구에서는 주행거리 분석 모형을 가격대칭모형과 가격비대칭모형

으로 구분하고 있으므로, 각각의 모형에 대해서 고정효과와 확률효과의 유의성에 대한 검정을 수행하였으며, 검정결과는 <표 8>과 <표 9>에 제시하였다. 검정결과 유의확률(p값)은 모든 경우에 0.000으로 나타나 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하였으며, 따라서 지역별 개체특성을 고려하는 고정효과모형과 확률효과모형이 합동모형에 비해 적절함을 확인할 수 있었다.

<표 8> 고정효과의 유의성 검정 결과

Wald test for fixed effects		
$H_0: all \mu_i=0$		
	검정통계량	유의확률
가격대칭모형	F(14,123) = 11.54	Prob > F = 0.000
가격비대칭모형	F(14,122) = 12.39	Prob > F = 0.000

<표 9> 확률효과의 유의성 검정 결과

Breusch and Pagan LM test for random effects		
$H_0: var(\mu_i) = 0$		
	검정통계량	유의확률
가격대칭모형	$\chi^2(1)=52.01$	Prob > $\chi^2 = 0.000$
가격비대칭모형	$\chi^2(1)=74.37$	Prob > $\chi^2 = 0.000$

2. 하우스만 검정

앞서 지역별 개체특성을 나타내는 오차항 μ_i 가 통계적으로 유의미한 것으로 확인되었으므로 두 번째 단계는 μ_i 를 고정효과모형으로 추정할

것인지 확률효과모형으로 추정할 것인지를 검정해야 한다. 두 모형의 적합성을 비교하기 위해서 지역특성 오차항 μ_i 와 독립변수간에 상관관계가 없다는($cov(x_{it}, \mu_i) = 0$) 귀무가설을 설정하고 하우스만 검정을 실시한다. 하우스만 검정은 고정효과 추정량은 오차항과 독립변수간 상관여부에 관계없이 일치추정량인데 반해 확률효과 추정량은 $cov(x_{it}, \mu_i) = 0$ 일 경우에만 일치추정량이며, 확률효과 추정량에 비해 더 효율적인 추정량이라는 특성을 이용한 검정방법이다. 귀무가설이 채택될 경우 확률효과 추정량이 일치성과 효율성을 가지게 되므로 확률효과모형으로 추정하는 것이 바람직하지만, 귀무가설이 기각된다면 확률효과 추정량은 일치추정량이 아니므로 고정효과모형을 선택해야한다.

하우스만 검정을 실시한 결과 <표 11>과 같이 가격대칭모형과 가격비대칭모형 모두 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되었으며, 따라서 고정효과모형을 선택하는 것이 적절한 것으로 판정되었다.

<표 10> 하우스만 검정 결과

Hausman test		
$H_0: cov(x_{it}, \mu_i) = 0$		
	검정통계량	유의확률
가격대칭모형	$\chi^2(9) = 34.33$	Prob > $\chi^2 = 0.0001$
가격비대칭모형	$\chi^2(10) = 45.42$	Prob > $\chi^2 = 0.0000$

3. 이분산성 및 자기상관 검정

패널자료는 횡단면자료와 시계열자료의 특성을 동시에 가지고 있기 때문에 이분산성(heteroskedasticity)의 문제와 오차항의 자기상관(auto-

correlation) 문제가 동시에 나타날 우려가 있다. 오차항에 이분산성 또는 자기상관의 문제가 있을 경우 추정량은 일치추정량(consistent)이지만 비효율적인(inefficient) 추정량이기 때문에 효율적인 추정량을 얻기 위해서는 이러한 문제를 교정하기 위한 조치를 취하거나 새로운 분석 모형을 설정해야 한다.

적합모형 선택을 위한 세 번째 단계로써, 고정효과모형을 이용하여 패널모형을 추정한 후에 사후적으로 오차항의 이분산성 및 자기상관 존재 여부를 검정하였다. 먼저 이분산성 진단을 모든 개체의 분산이 동일하다는 귀무가설에 대한 Wald 검정을 수행하였다. 그 결과 가격대칭모형과 가격비대칭모형에서 모두 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되어 개체간 이분산성이 존재하는 것으로 밝혀졌다.

<표 11> 이분산성 검정 결과

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity		
$H_0: \sigma_i^2 = \sigma^2$ for all i		
	검정통계량	유의확률
가격대칭모형	$\chi^2(15) = 320.82$	Prob > $\chi^2 = 0.0000$
가격비대칭모형	$\chi^2(15) = 161.58$	Prob > $\chi^2 = 0.0000$

오차항의 자기상관을 진단하기 위해서는 1계 자기상관 존재 여부에 대한 Wooldridge 검정을 수행하였다. <표 12>와 같이 검정 결과 유의확률(p값)은 기본모형과 가격분해모형에서 각각 0.1586과 0.2102로 나타났다. 오차항에 1계 자기상관이 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각되지 않았다. 따라서 오차항의 자기상관을 제거하기 위한 교정절차를 거칠 필요성은 없는 것으로 확인되었다.

<표 12> 오차항의 자기상관 검정 결과

Wooldridge test for autocorrelation in panel data H ₀ : no first-order autocorrelation		
	검정통계량	유의확률
가격대칭모형	F(1, 14) = 2.217	Prob > F = 0.1586
가격비대칭모형	F(1, 14) = 1.725	Prob > F = 0.2102

적합모형 선택을 위한 검정 결과를 종합해보면 합동OLS모형, 고정효과모형, 확률효과모형 중 고정효과모형이 가장 적합한 것으로 판별되었다. 자기상관의 증거는 발견할 수 없었으나 오차항의 이분산성이 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 고정효과모형을 선택하되 동분산에 대한 가정을 완화하여 이분산성에 강한 표준오차(Heteroskedasticity robust standard errors)를 산출하도록 최종 모형을 추정하였다. 분석을 위한 도구는 STATA 11.0을 이용하였다.

제 2 절. 패널모형 추정 결과

1. 기본모형 추정결과

앞서 기술한 기본모형을 고정효과모형으로 추정한 결과는 <표 13>과 같다. 종속변수는 1인당 주행거리이며, 독립변수로는 주행비용을 나타내는 km당 휘발유 가격을 비롯하여 사회경제적 요인과 도시공간구조, 교통체계 등 주행거리에 영향을 미치는 요소들을 반영하는 변수들이 포함되었다. 시간추세와 더미변수를 제외한 모든 변수는 자연대수 형태로 변환시켰으므로 각 변수의 추정계수는 탄력성 개념으로 해석된다. 모형의 전반적인 유의성을 검정하는 F-검정 결과 유의확률(p-값) 0.0000

으로 의미 있는 모형임을 확인하였으며, 독립변수들의 설명력을 나타내는 조정된 결정계수(adjusted R²)는 0.974로 나타났다. 개별 계수 추정치의 유의성을 살펴보면 도로밀도를 제외한 모든 변수들이 10% 유의수준에서 유의미한 것을 확인할 수 있다.

<표 13> 기본모형의 패널분석결과

변수 Variable	회귀계수 Coefficient	표준오차 Std. Err.	유의확률 P-value
lnPkm	-0.275 ***	0.026	0.000
lnGRDP	0.073 *	0.038	0.057
lnEmp	0.366 ***	0.107	0.001
lnLabor	-0.349 ***	0.081	0.000
lnPop	-0.360 ***	0.110	0.001
lnV	0.617 ***	0.057	0.000
lnLcar	0.151 ***	0.030	0.000
lnBus	-0.141 **	0.057	0.015
lnRoad	-0.003	0.054	0.961
T	-0.058 ***	0.006	0.000
D_2008	-0.043 ***	0.007	0.000
D_2009	0.021 ***	0.008	0.007
상수항	9.213 ***	1.273	0.000
Observation	150		
F test	0.0000		
Adjusted R ²	0.974		

주) 고정효과모형으로 추정한 결과임. ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의미함을 나타내며, 표준오차는 Heteroskedasticity robust standard error임.

km당 휘발유 가격으로 측정한 주행비용에 대한 추정계수는 예상대로 음(-)의 부호를 가졌으며, 1% 유의수준에서 유의미하였다. 추정계수 -0.275는 곧 자동차 주행수요의 가격탄력성을 나타낸다. 기본 모형은 가격탄력성의 대칭성을 전제로 하고 있으므로, 1km를 주행할 때 소요되는 휘발유 비용이 1% 늘어나면 1인당 주행거리는 0.275% 감소하고, 반대로 휘발유 비용이 1% 감소하면 1인당 주행거리는 똑같이 0.275%가 늘어나는 것으로 해석된다.

사회경제적 특성을 나타내는 변수들의 결과를 살펴보면 1인당 GRDP, 취업인구비율, 근로시간 모두 1인당 주행거리에 영향을 주는 것으로 나타났다. 지역소득의 지표인 1인당 GRDP는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하였으며, 자동차 주행수요의 소득탄력성은 0.073으로 양(+)의 값으로 도출되었다. 이는 지역의 소득이 높고 생산 및 경제활동이 활발할수록 자동차 운행수요가 늘어나는 것으로 해석할 수 있다. 그러나 소득탄력성의 크기는 상당히 비탄력적으로 관측되었는데, 그 원인은 소득수준이 높아질수록 자동차 운전의 시간비용 역시 증가하므로 수요 증가가 일부 상쇄되어 소득이 주행거리에 미치는 순 영향력이 감소했기 때문인 것으로 짐작된다.

취업인구의 비율의 경우 지역의 인구통계학적 특성을 반영한 변수로, 전체 인구 중에서 2·3차 산업 취업자의 비중이 높을수록 1인당 주행거리가 증가하는 것으로 나타났다. 취업인구의 비율은 출·퇴근을 위한 통행수요를 대변하는 것으로 해석할 수 있다.

주5일근무제의 정착에 따른 실 근로시간의 감축의 영향력을 알아보기 위한 변수인 월평균 근로시간의 계수는 유의미한 음의 값으로 나타났다. 김동준 외(2007), 김태호 외(2008) 등은 주5일근무제의 확대 시행이 토요일 출퇴근통행의 상당부분을 쇼핑 및 여가통행으로 전환시켰음을 지적한 바 있다. 출퇴근통행의 경우 지하철 등 대중교통 이용 비율이 높고 평균 통행거리가 짧은 반면, 여가통행은 승용차 이용 비율이 높고 중·장거리 통행빈도가 높은 특징을 지닌다. 결과적으로 주말 휴일이 늘어남

에 따른 여가통행의 증가는 출퇴근통행의 감소를 상쇄하면서 총 주행수요를 늘리는 방향으로 작용한 것으로 여겨진다.

도시공간구조를 반영하는 지표인 순인구밀도의 계수는 -0.360 으로 주행거리와 유의미한 부(-)의 영향관계를 갖는 것으로 나타났다. 즉 행정구역의 도시면적당 인구수가 1% 늘어나면 1인당 주행거리는 0.36%가 감소하는 것으로 관측되었는데, 이는 도시공간구조를 압축적으로 변화시켜 도시 내 여러 기능들에 대한 접근성을 강화함으로써 자동차 통행수요를 감소시키고 교통에너지 소비량을 절감할 수 있다는 압축도시(compact city) 계획 이론의 주장과 일치하는 결과이다.²¹⁾

차량보유특성을 나타내는 두 변수인 휘발유 차량 보유수준과 승용일반형 자가용 차량 중 대형차 비중은 모두 1% 유의수준에서 유의미했다. 인구 천명당 휘발유 차량대수의 회귀계수는 0.617로 나타나 승용차 보유 여부가 여전히 자동차 주행거리를 결정짓는 중요한 영향요소임을 보여주고 있다. 대형차 비중과 주행거리와의 정(+)의 관계는 차종별 용도의 차이에서 기인하는 것으로, 경차 및 소형차는 시내 근거리용으로 주로 이용되는 반면 중·대형차의 경우 업무용 및 레저용으로 장거리 운행에 자주 이용되는 주행특성을 지니기 때문인 것으로 여겨진다.

교통시설 공급 측면의 변수 중 지역별 면적과 인구의 차이를 고려하여 표준화한 영업용 버스대수의 회귀계수는 5% 유의수준에서 유의하였으며, 음(-)의 부호를 가졌다. 이는 대중교통시설의 공급이 자동차 운행수요를 완화시킬 수 있음을 암시하는 결과로 생각된다.

지역별 도로보급률의 지표로는 인구와 면적을 기하평균한 국토계수당 도로밀도를 사용하였다. 분석 결과 도로보급률의 개선이 자동차 이용을 촉진시킬 것이라는 예상과는 달리 회귀계수는 통계적으로 유의하지 않았

21) 도시밀도만 높이면 반드시 교통 에너지 소비를 절감할 수 있는 것으로 해석하지 않도록 유의해야 하는데, 인구밀도의 증가는 교통혼잡을 유발함으로써 자동차 주행의 에너지 효율성을 저하시킬 우려가 있기 때문이다. 에너지 절감 효과를 달성하기 위해서는 대중교통시설 확보 및 도심 접근성 강화 등 압축도시의 장점을 충분히 살릴 수 있어야 할 것이다.

으며 계수의 크기도 0에 가까웠다. 도로밀도가 유의하지 않게 추정된 원인은 아마도 지난 10년간 개별 지역 내에서 도로밀도가 큰 변동을 보이지 않았기 때문인 것으로 보이며, 한편으로는 일부 대도시를 제외하고는 이미 도로가 과잉 공급되어 있기 때문에 2000년대 이후 추가적인 도로 개통에 따른 통행수요 유발 효과가 미미하게 나타난 것으로 짐작해볼 수 있다.

시간추세와 2008, 2009년 터미변수는 모두 1% 유의수준에서 유의하였다. 시간추세 변수의 추정 결과, 분석기간인 2001년에서 2010년 사이에 1인당 주행거리는 가격변수를 비롯한 다른 독립변수들의 영향력과 무관하게 매년 약 5.8%씩 감소하는 경향을 나타냈다. 이러한 감소는 고속철도 개통에 따른 교통체계의 변화로 인한 것이거나, 혼잡통행료와 버스전용차선 도입 등 교통수요관리정책이 효과를 거두고 있음을 반영하는 것일 수도 있으나 이에 대한 판단은 추가적인 연구를 필요로 한다.

국제유가가 사상 최고치로 치솟고 글로벌 금융위기로 인한 경제 불안이 고조되었던 2008년 터미변수의 계수는 예상대로 음(-)의 값을 나타냈으며, 실물경기 침체와 유가 하락이 동시에 발생했던 2009년의 경우 계수가 양(+)의 값으로 나타나 자동차 주행 수요가 소득보다는 가격변화에 보다 민감하게 반응하는 모습을 보여주었다.

2. 가격분해모형 추정결과

기본모형에서는 가격탄력성이 대칭적이라는 전제 하에 통상적인 가격탄력성을 추정하였다. 그러나 Gately(1993), Dargay and Gately(1997)가 지적하듯이 가격이 상승할 때와 가격이 하락할 때의 소비행태의 반응은 서로 비대칭적으로 나타날 수 있다. 반등효과는 기본적으로 에너지 효율개선이 에너지서비스의 실질가격을 하락시키는 데서 기인하는 현상이므로, 주행비용이 하락하는 경우의 탄력성과 관계가 깊다. 따라서 가격 변수를 하락과 상승 성분으로 분해하는 가격분해모형을 설정하였으

며, 각 성분 계수 추정치를 기본모형의 추정결과와 비교하고 통계적 유의성을 검토함으로써 가격비대칭성 여부를 실증적으로 검증해보고자 하였다. 가격분해모형의 추정결과는 <표 14>에 제시하였다.

<표 14> 가격분해모형의 패널분석결과

변수 Variable	회귀계수 Coefficient	표준오차 Std. Err.	유의확률 P-value
lnPkm_cut	-0.155 ***	0.056	0.006
lnPkm_rise	-0.341 ***	0.038	0.000
lnGRDP	0.033	0.041	0.425
lnEmp	0.376 ***	0.102	0.000
lnLabor	-0.279 ***	0.086	0.001
lnPop	-0.248 **	0.114	0.032
lnV	0.722 ***	0.074	0.000
lnLcar	0.111 ***	0.034	0.001
lnBus	-0.101 *	0.059	0.086
lnRoad	0.042	0.056	0.452
T	-0.044 ***	0.008	0.000
D_2008	-0.044 ***	0.007	0.000
D_2009	0.024 ***	0.007	0.001
상수항	11.137 ***	1.206	0.000
Observation	150		
F test	0.0000		
Adjusted R ²	0.975		

주) 고정효과모형으로 추정된 결과임. ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함을 나타내며, 표준오차는 Heteroskedasticity robust standard error임.

모형의 전반적인 유의성에 관한 F-검정을 결과는 유의확률(p-값) 0.0000으로 실질적으로 설명력이 있는 모형임을 확인하였으며, 조정된 결정계수(adjusted R²)는 0.975로 나타났다.

가격탄력성 추정 결과를 살펴보면 1km당 휘발유 가격의 하락성분과 상승성분에 대한 추정계수는 모두 1% 유의수준에서 유의미했으며, 각 계수의 부호는 경제학적 기본 가정에 부합하게 음(-)의 값으로 도출되었다. 탄력성 추정치는 각각 -0.155와 -0.341로, 가격이 상승하는 경우의 탄력성이 가격이 하락하는 경우의 탄력성에 비해서 두 배 이상 큰 값을 가졌다. 이러한 차이가 통계적으로 유의한지 여부를 알아보기 위해 Wald 검정을 수행하였으며, 결과는 <표 15>과 같다.

<표 15> 가격탄력성의 비대칭성 검정 결과

Wald Test for a linear hypothesis about parameters H ₀ : lnPkm_cut = lnPkm_rise	
검정통계량	유의확률
F(1, 122) = 5.61	Prob > F = 0.0194

Wald 검정 결과 가격하락 및 상승성분에 대한 두 회귀계수에 차이가 없다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각할 수 있었다. 따라서 실제로 지난 10년간 국내 휘발유 자동차 주행수요의 주행가격에 대한 반응은 가격상승 및 하락에 대해서 비대칭적이었던 것으로 밝혀졌다. 각 탄력성이 의미하는 바는 1km당 휘발유 가격이 1% 상승하면 1인당 주행거리 수요는 0.341% 감소하지만, 휘발유 가격이 1% 하락하는 경우 1인당 주행거리는 단지 0.155%만 증가한다는 것이다.

가격을 제외한 기타 독립변수들의 추정 결과는 기본모형과 큰 차이를 보이지 않았다. 다만 소득탄력성을 나타내는 1인당 GRDP의 계수는 기본모형에서 10% 유의수준에서 유의했으나, 가격분해모형에서는 유의하

지 않았으며 크기는 0.073에서 0.033으로 약간 감소하였다. 순인구밀도와 영업용 버스의 경우 유의성이 다소 떨어졌으며, 기본모형에서 유의하지 않았던 도로밀도 변수는 가격분해모형에서도 유의하지 않았다. 이 밖에 모든 독립변수들은 여전히 1% 유의수준에서 유의미했으며, 부호에 변화가 없고 탄력성 수치도 거의 동일했다. <표 16>은 두 모형의 추정 결과를 비교한 것이다.

<표 16> 기본모형과 가격분해모형의 추정결과 비교

	(1) 기본모형	(2) 가격분해모형
km당 휘발유가격	-0.275 ***	
km당 휘발유가격 하락성분		-0.155 ***
km당 휘발유가격 상승성분		-0.341 ***
1인당 GRDP	0.073 *	0.033
취업인구 비율	0.366 ***	0.376 ***
월평균 근로시간	-0.349 ***	-0.279 ***
순인구밀도	-0.360 ***	-0.248 **
천명당 휘발유차량 대수	0.617 ***	0.722 ***
대형승용차 비율	0.151 ***	0.111 ***
영업용 버스	-0.141 **	-0.101 *
도로밀도	-0.002	0.042
시간추세	-0.058 ***	-0.044 ***
2008년 더미변수	-0.043 ***	-0.044 ***
2009년 더미변수	0.021 ***	0.024 ***
adjusted R ²	0.974	0.975

제 3 절. 가격탄력성을 이용한 반등효과의 추정

1. 가격탄력성 추정결과

본 연구에서는 자동차 주행거리 수요의 가격탄력성을 추정하기 위하여 두 가지 모형을 적용하였다. 기본모형은 가격탄력성이 대칭적임을 전제로 하는 반면, 가격분해모형은 가격이 상승하는 시기와 하락하는 시기의 소비행태의 반응에 차이가 있다는 주장을 검증하기 위해 가격분해기법을 이용하여 각 탄력성을 분리하여 추정하였다. 각 모형에서 도출된 가격탄력성의 값을 <표 17>에 나타내었다.

<표 17> 가격탄력성 추정 결과 비교

	가격대칭모형	가격비대칭모형	
		가격 하락	가격 상승
가격탄력성	-0.275	-0.155	-0.341
표준오차	0.026	0.056	0.038
95% 신뢰구간	(-0.327, -0.223)	(-0.265, -0.044)	(-0.416, -0.267)

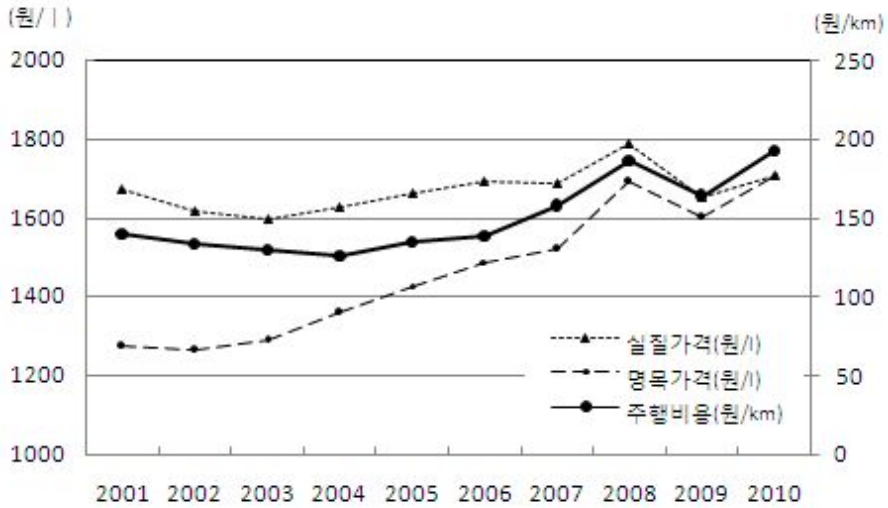
가격대칭모형에서 가격탄력성이 -0.275였던 것과 비교하면 가격하락성분의 탄력성은 -0.155로 감소하였고, 가격상승성분의 탄력성은 -0.341로 증가하였다.²²⁾ 가격분해성분들의 추정치들은 모두 통계적으로 유의하였으며, Wald 검정 결과 두 탄력성간의 차이 또한 유의미한 것으로

22) 분석기간인 2001~2010년 사이에 평균적으로 실질 주행비용이 하락했던 시기는 2002~2004년과 2009년으로 총 4개 연도이고, 나머지 5개 연도에는 주행비용이 상승하는 경향이 뚜렷했다. 초기년도인 2001년을 제외한 총 135개 관측치 중 가격하락 및 가격상승 국면에 해당하는 관측치는 각각 52개, 83개이다. 이를 반영하여 가격비대칭모형의 두 탄력성 추정치의 가중평균을 구해보면 -0.269로, 가격대칭모형의 탄력성 추정치와 유사한 값이 된다. 즉 가격대칭모형에서 구한 가격탄력성 -0.275는 가격상승 및 하락 국면의 서로 다른 가격탄력성 값들의 가중평균 개념으로 이해할 수 있다.

로 확인되었다. 이처럼 가격비대칭모형을 도입함으로써 대칭모형에서는 관측할 수 없었던 자동차 운행수요의 가격 상승 및 하락에 대한 상이한 반응행태를 밝혀낼 수 있었다. 즉 지난 10년간 국내 휘발유 자동차의 주행거리 수요는 주행가격 상승에 비해서 주행가격 하락에 대해 상대적으로 비탄력적으로 반응했던 것으로 나타났다.

이렇듯 가격하락에 대한 탄력성이 상대적으로 낮게 나타나는 현상은 가격분해기법을 적용하여 석유제품 수요의 가격탄력성을 추정했던 기존 연구들에서도 발견된다(Gately, 1993; Dargay and Gately, 1997; Gately and Huntington, 2002; Sentenac-Chemin, 2012). 연구자들은 비대칭성의 원인을 주로 기술의 비가역성(irreversibility)으로 설명하고 있다. 유가 상승은 에너지 효율개선을 위한 규제 강화 및 기술개발을 촉발시키지만, 이미 정립된 기술은 유가가 하락한다고 해서 다시 퇴보하지 않는 비가역적인 성격을 지니므로 유가 하락에 따른 수요증대효과는 상대적으로 크지 않다는 것이다. 그러나 주행거리를 대상으로 한 본 연구의 결과는 기술발전의 효과와 별도로 가격변화에 대한 소비자의 순수한 행동변화 역시 비대칭적으로 작용하고 있음을 보여준다. 그 원인은 가격이 상승하는 시기에 소비자들의 가격변화에 대한 체감 정도가 더 강했기 때문인 것으로 추측해볼 수 있다.

<그림 15>는 명목 휘발유 판매가격, 물가수준의 변화를 반영한 실질 휘발유 가격, 그리고 실질 휘발유 가격 및 평균주행효율에 의해서 결정되는 실질주행비용에 대한 각 시기의 표본 평균값의 변화 추이를 나타낸 것이다. 분석기간인 2001~2010년 사이에 실질주행비용이 하락했던 시기는 2000년대 초반과 2009년이다. 세계경기침체에 대한 우려로 실제로 유가가 하락했던 2009년을 제외하면 2001~2004년 사이의 국내 명목 휘발유 가격은 <그림 15>에서 나타나듯이 1,200~1,300원 사이에서 안정적이거나 오히려 소폭 상승하였다. 따라서 소비자들은 실질가격의 하락을 크게 체감하지 못했을 가능성이 높다. 반면 2000년대 후반에는 고유가가 사회적인 이슈로 대두하면서 소비자들의 수요심리를 위축시켰고,



<그림 15> 휘발유 가격과 실질주행비용의 변화

이 시기 승용차 요일제와 같은 각종 에너지절약 시책의 강화 또한 자동차 운행수요를 억제하는 방향으로 작용했을 것으로 짐작된다.

2. 반등효과 추정결과 및 함의

앞서 가격탄력성을 이용한 반등효과 추정기법을 논의할 때, 반등효과 크기의 크기는 에너지서비스 수요에 대한 가격탄력성에 마이너스를 취한 값과 같음을 확인하였다. 실증분석을 통해 도출된 가격탄력성을 반등효과 측면에서 해석하면 반등효과 크기는 가격대칭모형과 가격비대칭모형에서 각각 27.5%, 15.5%로 나타났다<표 18>. 반등효과는 자동차 주행효율의 개선이 실질주행비용을 하락시키는 데 따른 결과이므로, 가격 하락의 효과를 분리해낸 가격비대칭모형의 가격탄력성이 반등효과 크기에 대한 정확한 추정치이다.

<표 18> 반등효과 추정 결과 비교

	가격대칭모형	가격비대칭모형
반등효과	27.5%	15.5%
95% 신뢰구간	(22.8%, 32.7%)	(4.4%, 26.5%)

따라서 휘발유를 연료로 사용하는 자동차의 에너지 소비 효율 개선에 따른 반등효과의 크기는 15.5%이며, 신뢰구간의 범위를 참조하면 최소 4.4%에서 최대 26.5% 사이의 값을 가질 것으로 추정되었다. 실증분석 결과 지난 10년간 국내 휘발유 자동차의 주행수요는 주행가격 하락에 비해서 주행가격 상승에 대해서 더 민감하게 반응했던 것으로 밝혀졌으며, 이는 가격탄력성의 비대칭성을 고려하지 않을 경우 반등효과의 크기가 과장되어 추정될 수 있음을 암시하는 결과이다.

총량패널자료를 이용해 수송부문 반등효과를 추정한 기존 연구의 결과와 비교해보면 1961년부터 2001년까지의 미국 주별 패널자료를 이용해 도로부문 휘발유 소비를 대상으로 반등효과를 분석한 Small and van Dender(2005)의 경우 반등효과의 크기를 단기 4.5% 및 장기 22%로 추정하였다. Sorrell and Dimitropoulos(2007)는 자동차 주행수요의 가격탄력성을 추정한 기존 연구결과들을 종합하여 반등효과의 크기가 10~30% 범위 안에 있을 가능성이 높다고 제안하고 있다. 연구들 간 추정기법에 차이가 있고 기존 연구에서는 가격비대칭모형을 고려하지 않았기 때문에 추정 결과를 단순히 비교하기는 어렵지만, 본 연구에서의 반등효과 추정치는 기존 연구 결과들의 범위에서 크게 벗어나지 않는 것으로 보인다.

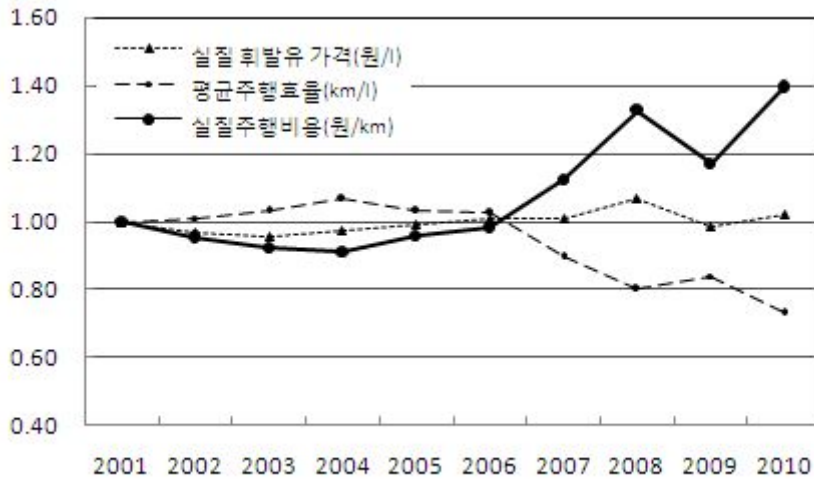
반등효과의 크기가 15.5%라 함은 주행효율의 개선을 통해 기대할 수 있는 휘발유 소비 절감량의 15.5%는 주행거리 증가로 인해 상쇄되고, 나머지 84.5%에 해당하는 소비절감을 달성할 수 있음을 의미한다. 따라서 반등효과의 존재를 무시할 경우 자동차 연비규제와 같은 정책수단이

수송부문 에너지 소비 및 온실가스 배출 감축에 미치는 효과가 과대평가될 우려가 있으며, 에너지 절감을 위한 정책목표를 달성하기 위해서는 기술적 효율성뿐 아니라 소비자의 행태적 반응이 고려되어야 한다는 점을 확인할 수 있었다.

본 연구의 결과가 수송부문 에너지 효율개선을 위한 노력의 필요성을 부정하는 것은 아니다. 반등효과의 크기는 역효과(backfire)를 우려할 만큼 심각한 수준은 아니기 때문에, 에너지 절감효과가 일부 상쇄된다고 해도 자동차 효율개선은 여전히 유류 소비 절감을 위한 유효한 수단이다. 그럼에도 불구하고 기술적 효율개선을 통한 총량적 에너지 소비 절감 및 온실가스 배출 감축 가능성에 대해서는 다소 회의적일 수밖에 없는데, 도로정체 심화 및 중·대형차 중심의 차량 보유구조 변화로 인해 지속적인 연비개선에도 불구하고 평균주행효율은 오히려 악화되는 괴리가 발생하고 있기 때문이다.

<그림 16>은 각 시점의 표본평균으로 계산한 실질주행비용의 변화를 실질 휘발유가격 및 평균주행효율의 변화로 분해하여 나타낸 것으로, 고유가에도 불구하고 2000년대 중반 이후 평균주행효율이 악화되는 경향을 확인할 수 있다. 평균주행효율은 전체 휘발유 차량의 연간 총 주행거리를 총 휘발유 소비량으로 나눈 휘발유 1L당 주행거리를 의미하므로, 기술적 연비뿐만 아니라 도로여건과 주행속도, 각 연도의 배기량별 차량 구성비에 따라 달라진다. 이는 수송부문 온실가스 감축목표를 달성하기 위해서는 기술개발을 통한 고효율자동차의 보급에만 의존할 수는 없으며, 혼잡 해소 및 경차보급 확대 등을 통해서 기술적 효율과 실제 주행 효율 간의 괴리를 해소할 필요가 있음을 시사한다.

한편 2009년 한시적으로 유가가 하락했던 시기를 제외하고는 2000년대 들어 지속된 고유가는 실질주행비용을 상승시켜 주행수요의 증가를 억제하는 방향으로 작용하였다. 자동차 주행의 실질비용은 휘발유 가격과 주행효율 두 가지 요인에 의해서 결정되므로, 주행효율이 향상되더라도 가격요인을 통제하여 주행비용 하락을 억제할 수 있다면 반등효과의



<그림 16> 실질주행비용 변화 요인(2001년=1)

발생을 방지할 수 있다. 국내 유류가격은 국제원유가격의 변동에 의해 좌우되므로 정책적으로 통제하기 어려운 측면이 있으나, 유류세 등 조세 수단을 활용할 수 있는 여지가 있다.

최근 고유가가 지속되면서 가계부담 완화를 위해 유류세를 인하해야 한다는 주장이 제기되고 있으나, 반등효과를 고려할 때 이는 바람직한 정책대안이 될 수 없다. 오히려 유류세 인상 등의 조치를 통해 소비자에게 가격 신호를 분명하게 전달함으로써 에너지 절약을 유도하고, 생계형 운전자와 저소득층에 대해서는 유류비 지원 등으로 보조하는 것이 주행수요관리 측면에서 보다 합리적인 전략이다. 또한 통행료 및 주차료 징수, 대중교통지향형 도시개발과 같이 자가용 운행 수요를 효과적으로 제어할 수 있는 정책수단을 도입함으로써 주행효율개선에 따른 반등효과를 완화시킬 수 있을 것이다.

제 5 장. 결론

제 1 절. 연구 결과의 요약

자동차 연비규제는 고효율자동차의 생산 및 보급을 유도함으로써 수송 부문 에너지 소비 증가를 억제하기 위한 정책수단이나, 연비 개선은 실질 주행비용을 감소시킴으로써 자동차 운행 수요를 유발한다는 점에서 에너지 소비 절감이라는 본래의 목적과 상충되는 측면이 있다. 반등효과란 이와 같이 에너지 효율개선 기술이나 정책이 본래 의도와 달리 에너지 소비량을 증가시켜 사전적으로 기대되었던 에너지 절감량을 상쇄하는 현상으로 정의된다. 본 연구는 휘발유를 연료로 사용하는 자동차를 대상으로 주행효율 개선에 따른 반등효과의 크기를 추정하였다.

반등효과를 추정하기 위한 방법론은 가격탄력성을 이용한 간접추정기법을 이용하였으며, 실증분석을 위하여 국내 15개 광역자치단체를 대상으로 2001년부터 2010년까지 총 10년간의 지역별 패널자료를 구축하였다. 또한 반등효과의 크기와 밀접한 관계가 있는 가격탄력성의 비대칭성 여부를 검정하기 위하여 통상적인 가격탄력성을 추정하는 기본모형과 가격상승 및 하락에 따른 가격탄력성을 분리해서 추정하는 가격분해모형을 각각 추정하였다.

패널분석 결과 지역소득과 취업인구 비중, 차량보유수준 및 대형차 비중은 1인당 주행거리와 정(+)의 관계를 나타냈으며, 반면 도시공간구조가 압축적이고 대중교통 공급 수준이 높아질수록 주행 수요는 감소하는 경향을 보였다. 자동차 주행 수요의 가격탄력성은 기본모형에서는 0.275로 나타났고, 가격분해모형에서는 가격하락과 가격상승에 대해 각각 0.155와 0.341로 도출되었다. 지난 10년간 국내 휘발유 자동차의 주행거리 수요는 주행비용의 변화에 대해서 비대칭적으로 반응하였으며, 주행비용이 하락에 대해서 상대적으로 비탄력적이었던 것으로 밝혀졌다.

결론적으로 반등효과의 크기는 15.5%로 추정되었으며, 이는 평균주행

효율의 개선을 통해 기대할 수 있는 휘발유 소비 절감량의 15.5%는 주행거리 증가로 인해 상쇄됨을 의미한다. 즉 효율개선과 에너지 절감량 사이에 선형적 관계를 가정하는 것은 적절하지 않으며, 반등효과의 존재를 간과할 경우 연비규제를 비롯한 수송부문 효율개선정책의 효과성이 과대평가될 우려가 있음을 증명하였다.

위와 같은 분석 결과로부터 도출된 정책적 함의는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 수송부문 에너지 효율개선을 통한 에너지 소비절감 및 온실가스 감축 잠재력을 예측함에 있어서 반등효과의 크기를 반영함으로써 평가의 정확성을 향상시킬 수 있다.

둘째, 반등효과로 인해 에너지 절감효과가 일부 상쇄된다고 해도 주행 효율 향상은 여전히 자동차 에너지 소비 절감을 위한 유효한 정책수단이며, 유류세 인상, 통행료 및 주차료 징수와 같은 가격정책을 통해 주행비용의 하락을 억제함으로써 효율개선에 따른 반등효과를 완화시킬 수 있다.

셋째, 총량적 에너지 소비절감 및 수송부문 온실가스 감축 목표를 달성하기 위해서는 기술적인 효율 향상에만 의존할 수는 없다. 분석 과정에서 드러났듯이 도로정체 심화 및 중·대형차 중심의 차량 보유구조 변화로 인해 지속적인 연비개선에도 불구하고 평균주행효율은 오히려 악화되는 경향을 보이고 있는데, 이러한 괴리를 극복하고 수송부문 온실가스 감축목표를 달성하기 위해서는 경차보급 촉진이나 대중교통 지향적 도시개발과 같이 실질적인 에너지 소비절감을 유도할 수 있는 정책수단간 조화가 필요할 것이다.

제 2 절. 연구의 한계 및 향후과제

본 연구가 가지는 한계점 및 향후 연구과제는 다음과 같다. 첫째, 광역자치단체별 패널자료의 속성에 관한 한계이다. 주행거리 패널자료는 각각의 시·도를 독립적인 개체로 취급하기 때문에, 대도시와 그 인접지역

의 교통체계가 상호 유기적으로 연결되어있는 현실을 반영하지 못하였다. 예컨대 수도권외의 상당 인구가 서울로 출퇴근을 하더라도 차량이 경기도에 등록되어있다면 해당 차량의 주행거리는 단순히 경기도의 주행거리로만 합산되는 문제가 발생한다. 향후 공간계량모형 등을 활용하여 인접지역 간 공간적 상관관계(spatial correlation)를 반영한다면 자료의 한계를 보완할 수 있을 것으로 여겨진다.

둘째, 추정모형 설정과 관련된 한계이다. 본 연구에서는 주행비용과 차량보유수준을 외생변수로 가정하고 주행거리 수요에 대한 단일방정식 모형을 설정하였다. 그러나 자동차 주행거리와 주행비용, 차량보유수준 사이에는 상호의존성이 존재하여 일방의 관계로 단정하기 어려운 측면이 있으므로, 향후 연구에서는 연립방정식 모형을 구성하는 것을 검토해볼 필요가 있다. 또한 본 연구에서는 정태(static) 모형을 사용하였으나, 과거시차변수를 포함한 동태(dynamic) 패널모형을 도입한다면 단기 및 장기적 반등효과의 크기를 구분하여 살펴볼 수 있을 것이다.

셋째, 분석 대상을 휘발유 차량으로 한정함으로써 SUV 등 경유를 연료로 사용하는 승용차의 에너지소비 특성이나 휘발유 소비에 미치는 영향관계는 분석하지 못했다는 한계가 있다. 화물차의 비중이 높은 경유 차량과 택시가 주를 이루는 LPG 차량의 경우 주행거리 대한 의사결정 과정의 차이로 인해 반등효과의 양상 역시 휘발유 차량과 다르게 나타날 것이다. 차종별·연료별로 반등효과의 크기가 어떻게 달라지는지 분석하는 것도 의미있는 작업이겠지만 이 부분에 대한 연구는 향후의 연구과제로 남겨 둔다.

참 고 문 헌

- 김동준·진선미·김혜자·장원재(2007), “주5일근무제 확대 시행으로 인한 토요일 통행 변화 분석: 서울시 지하철 및 외곽도로를 중심으로”, 「교통정책연구」, 14(2): 53-68.
- 김태호·이수일·노정현·원제무(2008), “주5일근무제 시행에 따른 고속도로 이용자 여가통행행태변화연구”, 「서울도시연구」, 9(1): 31-42.
- 이성근·안영환·나인강(2007), 「국가 에너지절약 및 효율향상 추진체계 개선 방안 연구」, 에너지경제연구원.
- 조운애·김경환(2008), “도시개발 밀도가 에너지 효율성에 미친 영향”, 「한국정책학회보」, 17(3): 61-82.
- _____ (2009), “압축도시와 교통에너지소비의 관계에 대한 실증연구: 7대 광역도시를 중심으로”, 「한국사회와 행정연구」, 19(4): 113-132.
- 진상현(2007), 에너지 효율개선 정책의 효과성 분석-반등효과를 중심으로, 서울대학교 대학원 박사학위논문.
- Alcott, B.(2005), “Jevons' Paradox”, *Ecological Economics*, 54(1): 9-21.
- Binswanger, M.(2001), “Technological Progress and Sustainable Development: What about the Rebound Effect?”, *Ecological Economics*, 36(1): 119-132.
- Berkhout, P. H. G., J. C. Muskens and J. W. Velthuisen(2000), “Defining the Rebound Effect”, *Energy Policy*, 28(6-7): 425-432.
- Bentzen, J.(2004), "Estimating the Rebound Effect in US Manufacturing Energy Consumption", *Energy Economics*, 26(1): 123-134.

- Brookes, L.(1990), "The Greenhouse Effect: the Fallacies in the Energy Efficiency Solution", *Energy Policy*, 18(2): 199–201.
- Cervero, R. and J. Murakami(2010), "Effects of Built Environments on Vehicle Miles Traveled: Evidence from 370 US Urbanized Areas", *Environment and Planning A*, 42(2): 400–418.
- Dargay, J. and D. Gately(1997), "The Demand for Transportation Fuels: Imperfect Price–Reversibility?", *Transportation Research Part B: Methodological*, 31(1): 71–82.
- Dimitropoulos, J.(2007), "Energy Productivity Improvements and the Rebound Effect: An overview of the State of Knowledge", *Energy Policy*, 35(12): 6354–6363.
- Frondel, M., J. Peters and C. Vance(2008), "Identifying the Rebound: Evidence from a German Household Panel", *Energy Journal*, 29(4): 145–163.
- Gately, D.(1993), "The Imperfect Price–Reversibility of World Oil Demand", *Energy Journal*, 14(4): 163–182.
- _____ and H. G. Huntington(2002), "The Asymmetric Effects of Changes in Price and Income on Energy and Oil Demand", *Energy Journal*, 23(1): 19–55.
- Greene, D. L.(1992), "Vehicle Use and Fuel Economy: How Big is the 'Rebound' Effect?", *Energy Journal*, 13(1): 117–144.
- _____, J. Kahn and R. Gibson(1999), "Fuel Economy Rebound Effect for US Household Vehicles", *Energy Journal*, 20(3): 1–31.
- Greening, L., D. L. Greene and C. Difiglio(2000), "Energy Efficiency and Consumption – the Rebound Effect – a Survey", *Energy Policy*, 28(6): 389–401.
- Grepperud, S. and I. Rasmussen(2004), "A General Equilibrium Assessment of Rebound Effects", *Energy Economics*, 26(2): 261–282.

- Haas, R. and P. Biermayr(2000), "The Rebound Effect for Space Heating Empirical Evidence from Austria", *Energy Policy*, 28(6): 403–410.
- Haughton, J. and S. Sarkar(1996), "Gasoline Tax as a Corrective Tax: Estimates for the United States, 1970–1991", *Energy Journal*, 17(2): 103–126.
- Johansson, O. and L. Schipper(1997), "Measuring the Long–run Fuel Demand of Cars: Separate Estimations of Vehicle Stock, Mean Fuel Intensity, and Mean Annual Driving Distance", *Journal of Transport Economics and Policy*, 31(3): 277–292.
- Jones, C. T.(1993), "Another Look at US Passenger Vehicle Use and the Rebound Effect from Improved Fuel Efficiency", *Energy Journal*, 14(4): 99–110.
- Khazzoom, J. D.(1980). "Economic Implications of Mandated Efficiency in Standards for Household Appliances", *Energy Journal*, 1(4): 21–40.
- Matos, F. J. F. and F. J. F. Silva(2011), "The Rebound Effect on Road Freight Transport: Empirical Evidence from Portugal", *Energy Policy*, 39(5): 2833–2841.
- Newman, P. W. G. and J. R. Kenworthy(1989), "Gasoline Consumption and Cities", *Journal of the American Planning Association*: 55(1): 24–37.
- Orasch, W. and F. Wirl(1997), "Technological Efficiency and the Demand for Energy (Road Transport)", *Energy Policy*, 25(14): 1129–1136.
- Roy, J. (2000), "The Rebound Effect: Some Empirical Evidence from India", *Energy Policy*, 28(6–7): 433–438.
- Saunders, H. D.(1992), "The Khazzoom–Brookes Postulate and Neoclassical Growth", *Energy Journal*, 13(4): 130–148.

- Schimek, P.(1996), "Household Motor Vehicle Ownership and Use: How Much Does Residential Density Matter?", *Journal of the Transportation Research Board*, 1552(1): 120–125.
- Sentenac–Chemin, E.(2012), "Is the Price Effect on Fuel Consumption Symmetric? Some Evidence from an Empirical Study", *Energy Policy*, 41: 59–65.
- Small, K. A. and K. Van Dender(2007), "Fuel Efficiency and Motor Vehicle Travel: the Declining Rebound Effect", *Energy Journal*, 28(1)": 25–51.
- Sorrell, S. and J. Dimitropoulos(2007), UKERC Review of Evidence for the Rebound Effect Technical Report 2: Econometric Studies, Working Paper, UK Energy Research Centre.
- Sorrell, S. and J. Dimitropoulos(2008), "The Rebound Effect: Microeconomic Definitions, Limitations and Extensions", *Ecological Economics*, 65(3): 636–649.
- _____ (2009), "Jevons' Paradox Revisited: The Evidence for Backfire from Improved Energy Efficiency", *Energy Policy*, 37(4): 1456–1469.
- Van den Bergh, J. C. J. M.(2011), "Energy Conservation More Effective with Rebound Policy", *Environmental and Resource Economics*, 48(1): 43–58.
- Wang, H., D. Q. Zhou, P. Zhou and D. L. Zha(2012), "Direct Rebound Effect for Passenger Transport: Empirical Evidence from Hong Kong", *Applied Energy*, 92: 162–167.

Abstract

An Empirical Analysis on the Rebound Effect from Vehicle Fuel Efficiency Improvement

Eunhae Song

Department of Environmental Planning
The Graduate School of Environment Studies
Seoul National University

Regulatory fuel efficiency standards for motor vehicles have been widely adopted as a policy means of reducing energy use in the transport sector. However, improvements in fuel efficiency reduce the per-kilometer fuel cost of driving and thereby induce new travel demand, possibly working against the intent of efficiency policies to save energy. The expected reduction in fuel consumption through technical efficiency improvements is at least partly offset by consumers' behavioral responses, known as the rebound effect.

The main objective of this study is to provide an estimation of

the rebound effect from fuel efficiency improvement for gasoline-fueled vehicles, by investigating the impact of driving costs on the demand for vehicle travel. The magnitude of the rebound effect is measured by the price elasticity of vehicle kilometer traveled with respect to gasoline cost per kilometer.

For the empirical analysis, a panel dataset for 15 Korean provincial regions covering the period 2001–2010 was constructed. A static double-log equation for distance driven was estimated as a function of fuel costs per kilometer, along with other socio-economic variables including regional income, net population density and vehicle ownership. A price decomposition method was employed to test the possibility that vehicle travel may respond asymmetrically to rising and falling costs of driving, as the rebound effect is directly related to the price cuts rather than price rises,

The estimation results reveal that travel demand responses more sensitively to a price increase than a price decrease, which is consistent with previous studies on asymmetric effect of price variations on gasoline consumption. The estimated price elasticity of travel demand for price cuts gives that the rebound effect is about 15%. This leads to the conclusion that about 15% of efficiency gains in gasoline consumption could be offset by the induced increase in driven distances.

In terms of policy implication, the results suggest that neglecting the impact of consumer behavior may lead to an overestimation of energy-saving potential of technical efficiency improvement. The

magnitude of the rebound effect needs to be reflected in forecasting and evaluating the effectiveness of fuel efficiency measures in reducing fuel consumption and mitigating greenhouse gas emissions in the transport sector.

**keywords : Rebound Effect, Vehicle Kilometer Traveled,
Vehicle Fuel efficiency, Price Elasticity,
Price Decomposition Method, Panel Dana Analysis**

Student Number : 2010–22322