

지역별 사망진단서 첨부율에 영향을 미치는 요인*

장혜정**

본 연구는 사망원인통계의 질과 밀접한 관련이 있는 사망진단서 첨부율이 지역간 큰 격차를 보인다는 사실에 기초하여 어떤 요인이 이 현상에 영향을 미치는지 파악하는 데 목적이 있다. 이를 위해 1991년부터 2000년까지 10개 년 간 6개 대도시 및 9개 시도의 지역별 사망진단서 첨부율과 각 지역의 사망자, 신고자 및 기타 지역 특성을 사망신고자료와 지역통계연보를 통하여 수집하였다. 이 패널자료를 분석함에 있어서 진단서 첨부율에 영향을 미치지 불가피하게 누락된 요인의 영향은 가변수를 사용하는 고정효과모형을 이용하여 보정하였다. 분석에 포함된 변수 중에서는 사망자의 교육수준과 병원사망자 비율이 사망진단서 첨부율의 지역별 차이를 낳는 주요 요인인 것으로 나타났다. 따라서 사망원인통계의 추가적인 질 제고를 위해서는 국가정책수립에 있어서 사망원인통계의 중요성에 대한 홍보 및 교육과 농어촌 벽지 및 도서 지역 등 의료이용이 여전히 어려운 지역에서의 의료기관 이용률 제고를 위한 노력을 기울여야 할 것이다.

핵심단어: 사망진단서, 첨부율, 패널자료, 사망장소

I. 서론

사망신고체계로부터 산출된 사망원인통계는 보건정책수립의 기초 자료로서 보건관리 분야에서는 물론 경제·사회 발전 수준의 지표로서 폭넓게 활용되어 왔다. 이러한 학문적 및 정책적 차원에서 사망 자료가 갖는 중요성으로 말미암아 관련 국내외 연구자들은 사망신고의 완전성(completeness) 및 정확성(accuracy)을 평가하고 제고하는 문제에 대해 지속적인 관심을 보여 왔다. 우선 국내에서는 사망통계자료의 문제점을 분석하고 개선방안을 제시한 맹광호(1989) 및 전진호·이경숙(2000) 연구를 비롯하여, 자료의 정확성을 구체적으로 조사하여 분석한 남해성 외(1996), 손미아(2001), 정은경 외(2002), 박석건 외(2003)

* 이 연구는 보건복지부 기술연구개발사업의 지원에 의해 이루어진 것임 (01-PJ1-PG1-01CH10-0007)

** 경희대학교 경영대학 의료경영학 전공 교수

연구들이 있다. 한편, 국외에서도 사망통계자료의 타당성 및 신뢰도를 검증하는 다양한 시도가 진행되어 왔는데, 프랑스와 다른 유럽 7개국에서 호흡기계 질환 사인의 타당성을 평가한 Neukirch et al.(1984)의 연구를 비롯하여, 의사 패널에 의하여 코딩의 정확성을 평가한 대만의 Lu et al.(2000)과 Lu et al.(2001)의 연구, 병원의 퇴원 기록과 비교한 Johansson · Westerling(2002)의 연구, 베트남 지방 자료의 타당성을 평가한 Huy et al.(2003) 연구 등 전세계 각국에서 사인통계에 많은 관심을 가져 왔다. 이외에도 최근에는 Lyman et al.(2004), Ragonese et al.(2004), Wu et al.(2004), 그리고 Zingmond · Ye(2004) 연구들에서와 같이, 특정 질환군의 사인을 구체적으로 분석하거나, 다중 자료원에 의하여 사망원인 통계 자료를 검증하는 적극적인 노력을 볼 수 있다.

그러나 우리 나라의 경우 의료자원의 불균형 분포로 말미암아 의사에 의해 발급되는 사망진단서(시체검안서) 이외에도 부득이한 경우 인우증명서(사망증명서)로 갈음할 수 있게 함으로써(호적법 제 9절 87조 3항) 사인통계의 정확성을 훼손하는 요인이 되어 왔다. 물론, 그밖에도 영아사망 신고 누락 등의 요인들이 구조적인 문제 요인으로 지적되어 왔으며, 사망 당해 연도의 신고 지연도 해결해야 할 과제로 지적되어 왔다. 그러나 현재 99% 이상 당기 신고가 이루어지고 있으므로 지연신고의 문제는 거의 없다고 볼 수 있다. 따라서 결국 사인통계의 정확성 제고 문제는 사망진단서의 양과 질을 높이는 문제로 귀결된다.

통계청이 지난 1982년부터 사망신고서에 기록된 사인을 분류 및 집계하여 사망원인통계연보를 발간하기 시작한 이후 동 통계당국은 질적 측면에서 사인기재의 정확성을 높이기 위해 다방면으로 많은 노력을 경주해오고 있다. 그 동안 수차례에 걸쳐 사망신고의 서식을 변경했으며, 미상, 불상 등 사인이 불분명한 경우 의무기록사인 사인분류 전문요원이 신고인이나 사망진단서(시체검안서) 발급 의료기관에 전화 질의를 통하여 사인규명 노력을 강화하였다. 이와 함께 유관기관 자료를 이용하여 부실사인을 보완해 오고 있다. 예컨대, 국민건강보험공단의 국민건강보험 진료비 청구자료, 산업안전관리공단의 산업재해보상보험 진료비 청구자료, 국립암센터의 암환자 등록자료 등 행정등록 자료를 활용 중이며 이들 자료는 사후적으로 보완하는 용도로서가 아니라 사망원인을 코딩할 때 기재된 사망원인의 비교 및 참고 자료로서 코딩과 동시에 활용되고 있다. 한편, 영아사망 누락의 문제는 모자보건법에 따라 영아사망이나 모성사망은 보건소에 신고토록 되어 있기 때문에 보건소 신고자료, 호적자료를 보완하여 사용하고 있다. 또한 사산아의 경우 사산증명서, 신생아의 경우 사망진단서가 있어야 화장이 가능하므로 화장장 자료를 반기별로 제출 받아 활용하고 있다.

이렇게 인구동태통계를 관장하는 통계 당국은 가능한 모든 방안을 강구함으로써 사인통계의 수요 급증에 대비하여 사망 자료의 질을 높이는 데 노력을 경주해 왔다(통계청, 2000). 따라서 매년도 통계청이 수행하는 인구동태조사의 일환으로 지방자치단체의 신고기관에 접수되는 사망신고서 및 그 첨부서류인 사망진단서(통계청, 2001)에 기초하여 작성되는 사망원인통계의 정도(精度)는 지난 20여 년간 꾸준히 제고되어 왔다. 이에 더하여 통계 당국은 현재 사인통계의 정도를 더욱 제고하기 위해 다른 나라에서 개발하여 사용하고 있는 자동사인분류 정보시스템(Santo et al., 1998; Lu, 2003)의 개발을 고려하고 있는바, 사망진단서에 기재하도록 되어 있는 내 가지 사인 중 원사인을 선정하는 규칙을 프로그래밍화하여 그 성과를 평가해 가면서 향후 수년간에 걸쳐 수정·보완하여 단계적으로 개발할 예정으로 있다.

이에 따라 최근에는 그 동안 지적되어 왔던 여러 가지 문제들이 상당 부분 해소된 상태이다. 그럼에도 불구하고 우리 나라의 사망원인 통계는 우리 사회의 구조적인 장애요인으로 말미암아 정확한 사인규명을 위한 부검에 의해 뒷받침되는 의사의 사망진단서 첨부가 의무화되어 있는 선진국의 정도 수준에 이르기에는 아직도 요원한 실정이다.

결국 통계 당국의 입장에서 사용 가능한 수단으로써는 더 이상의 사인자료 정확도의 제고가 한계에 이른 듯 하여 이제는 사망에 관한 국민의식의 변화에 기초한 관련 제도의 근본적 변화가 요청되는 시점이다. 따라서 우선적으로 사망의 원인이 미상인 경우 정확한 사인규명을 위한 부검 등에 대한 국민의식의 변화가 요청되지만 이는 전통적 가치관과 충돌하는 것이어서 단기간에 상황의 개선을 바라기도 어려운 실정이다.

현재 시점에서 사인통계의 정도 제고를 위해 단기적인 차원에서 노력을 기울일 만한 요인은 사망신고를 할 때 첨부하는 사망진단서이다. 기존의 연구들은 사인 자료의 정확성 제고에 특히 의사가 발행한 사망진단서의 역할이 중요함을 지적하고 있다(김윤희·이승욱, 1997). 즉, 사망진단서의 첨부율이 높으면 그만큼 사인의 정확도는 제고된다는 것이다. 특히, 미국, 영국 등 국가에서는 의사가 모든 사망에 대하여 진단을 하도록 하고, 원인이 명확하지 않은 경우에는 부검까지 하는 시스템을 갖추어 산출되는 통계의 질을 확보하고 있다(National Center for Health Statistics, 1992; Office for National Statistics, 2005).

물론 의사가 진단한다 해도 기재되는 사인에 많은 오류와 문제점이 있음이 계속 지적되고 있고(남해성 외, 1996; 김윤희 외, 1997; 김규석 외, 2000), 이는 정도의 차이가 있을지언정 외국에서도 마찬가지의 문제이다(Messite·Stellman,

1996; 박경애, 1999; Lu et al. 2000; Lu et al. 2001). 이에 따라 사망진단서 작성을 위한 실무적 연구결과 및 지침서도 계속 발간되고 있지만(경제기획원, 1988; 이윤성, 1996; 이윤성 외, 2003), 의사에 의한 정확한 사인의 기재 및 사인분류오차의 문제는 또 다른 차원의 문제인 것이며 이 문제의 해결노력과 함께 또는 그 전에라도 우선 의사에 의해 발급되는 사망진단서의 첨부율을 높이는 방안이 강구되어야 할 것이다. 이는 결국 사망진단서의 양과 질의 문제인데 그 동안 사망진단서의 질을 높이는 문제에 대해서는 나름대로 상당한 논의와 연구가 이루어져 왔지만 양적 측면에 관해서는 그 동안 전혀 연구가 이루어지지 않았다. 본 논문의 목적은 사망진단서의 양적 측면에 관하여 분석한 결과를 보고함으로써 그 간격을 메우는 데 있다.

현재 사망진단서 첨부율은 지역간에 큰 차이를 보이고 있다. 예컨대, 2000년의 경우 가장 높은 지역인 부산은 97.7%이었고, 가장 낮은 지역인 전라남도 29.0%에 불과하였으며 전국 평균은 69.0%이었다(통계청, 2000). 그러므로 현재 지역에 따라 의사진단서 첨부율 제고의 여지는 상당히 남아 있는 상태이다. 따라서 이미 사용 가능한 대부분의 수단을 동원하고 있는 현재 시점에서는 사망진단서 첨부율의 제고방안을 강구할 필요가 있을 것으로 보인다. 문제는 어떻게 첨부율을 높이느냐 하는 점인데 이를 위해서는 왜 지역별로 의사가 발급하는 사망진단서 첨부율의 차이가 그토록 큰 지를 이해하는 것이 순서상 먼저 이루어져야 할 과제인 것으로 보인다.

이와 같은 시각에서 본 논문은 현재 지역간에 매우 큰 차이를 보이고 있는 사망진단서 첨부율에 어떤 요인이 영향을 미치는지를 알아보고자 한다. 특히 본 논문에서는 사망진단서 발급과 관련하여 그 어떤 요인보다 의료기관이나 의사 등 의료자원의 규모 및 분포가 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있겠는데 과연 이러한 예상이 자료에 의해 뒷받침되는지의 여부에 주안점을 두어 결정요인을 파악하고자 한다.

II. 방법론

1. 자료

1) 사망진단서 첨부율

자연사(natural death)에 의한 사망이 발생한 경우 호적법 제25조, 통계법 제10조와 의료법 제18조에 따라 의사에 의해 사망진단서가 발급되고 있으며, 이 진단서가 사망신고서에 첨부되는지의 여부는 여러 가지 요인의 영향을 받게 될 것인데 사안의 성격 면에서나 자료구득 면에서나 그 요인들을 정확히 식별해내고 각 요인별 영향의 정도를 파악하기는 어려운 일이다. 따라서 본 논문에서는 자료구득이 가능한 범위 내에서 대체적으로나마 이들 요인을 밝히고자 한다. 그런데 이들은 크게 보아 사망자와 관련된 요인, 가구 차원의 신고 관련 요인, 지역 차원의 요인 그리고 지역적 차원에서 진단서 첨부율에 영향을 미치지만 관찰되지 못하는 요인이라는 네 가지 범주로 나누어 생각해 볼 수 있을 것이다.

이들 네 가지 요인을 통해 의사진단서 첨부율의 지역별 차이를 파악하기 위하여 본 연구는 기본적으로 통계청의 사망원인관련 자료를 사용하였다. 현재 국내에는 통계법 및 호적법에 따라 각 구·시·동·읍·면에 접수된 사망신고서를 기초로 사망자의 사망원인을 분석하여 한국표준질병사인분류체계(Korea Classification of Diseases; KCD)에 의한 사인에 따라 통계를 집계하고 있다. 원 자료는 1991년부터 2000년까지 10년간 약 300만 건의 사망신고서에 기재되어 있는 내용으로서 이를 가공하여 서울을 비롯한 6개 대도시 및 경기도를 비롯한 9개 도 등 15개 지역의 10년간에 걸친 횡단면 및 시계열자료를 종속변수인 진단서 첨부율과 독립변수인 개인 및 가족, 지역 특성에 대해 산출하였으며 개인 및 가족 관련 자료의 경우 해당 특성을 갖는 사망자 또는 가족의 지역별 비율을 의미한다. 한편, 사망원인관련 자료에는 지역특성으로 삼을만한 변수가 없기 때문에 각 지역통계연보 등을 사용하여 의료자원의 규모 등 일반적 지역특성 자료를 추가하여 사망신고서로부터 얻은 자료를 보완하였다. 따라서 본 연구를 위해 사용된 자료는 150개의 관찰치로 이루어진 패널(panel) 자료의 성격을 갖는다.

2) 사망자 관련 지역특성

의사에 의한 사망진단율은 지역별로 큰 차이를 보일 뿐만 아니라 기존 연구에 의하면 연령별, 성별로도 차이를 보인다. 연령별로 보면 20~34세군의 경우 50~60%인데 반해 5~19세는 20~30%, 65세 이상은 10% 정도에 그친다. 노인 계층이 가장 낮고, 아동, 청장년층으로 올라갈수록 의사진단율은 높아진다. 또한 남성의 의사진단율은 31~40%인데 반해 여성의 경우에는 27~33%로 여성이 남성보다 낮다(김정순, 1989). 이와 같은 선행연구결과에 따라 사망자 개인의 특성으로서는 65세 이상 여부와 성별을 포함시켰는데 고령여부에 따른 의사진단서 첨부율의 차이는 지역별 65세 이상 고령사망자비율(PA65)로써, 성별 차이는 여성 사망자 비율(PFEM)로써 반영하였다. 이 두 변수의 경우 기대되는 회귀계수의 부호는 모두 부(負)이다. 따라서 65세 이상 노인비율이 높을수록, 그리고 여성 비율이 높을수록 의사에 의한 사망진단율이 낮아짐으로써 사망진단서 첨부율이 낮아질 것으로 예상된다.

이와 함께, 기존 연구에서 확인된 바는 없으나, 사망진단서 발급은 사망자 및 가족의 교육수준과도 관련이 있을 것으로 추측된다. 그러나 신고 자료를 통해서 는 사망자의 교육수준에 관한 자료만을 얻을 수 있을 뿐이다. 사망자의 교육수준은 중졸 미만(무학 및 초등), 대학 미만(중등 및 고등학교 졸), 대학 이상의 세 가지 범주로 나누었으며, 설명변수로는 지역별 중졸미만 사망자 비율(PED1)과 대학 이상 사망자 비율(PED2)을 포함시켰다. 교육수준이 낮을수록 사망진단서 첨부율은 낮을 것으로 추측된다.

사망이 발생한 이후 사망진단서의 발급 및 제출은 유가족에 의해 이루어진다는 점에서 배우자 유무도 어느 정도 영향을 미칠 것으로 추측된다. 그리고 사망 장소 역시 상당한 영향을 미치는 요인일 것으로 추측되는데, 아무래도 병원에서 사망한 경우일수록 의사에 의한 사망진단서 발급이 용이할 것이므로 병원사망률과 사망진단서 발급률은 같은 방향으로 움직일 것이다. 사망장소에 영향을 미치는 요인은 연령, 성, 교육수준, 질환군 등으로 다양한 국내외 연구에서 이미 제시되었다(윤현국 외, 2001; Weitzen et al., 2003; Flory et al., 2004; Tilden et al., 2004). 이에 따라 배우자 유무는 사망자 중 유배우자 비율(PMAR)로, 사망 장소는 병원에서 사망한 경우의 비율(PDPL)로 각각 나타내었다. 이들 두 변수 모두 회귀계수는 정(正)으로 기대된다.

또한 사인의 성격도 의사진단율에 어느 정도 영향을 미칠 수 있으리라 짐작되는데 급성전염성 질환의 경우 즉시 의사의 진료를 받았을 것이므로 의사진단율

이 높을 것이고 만성질환의 경우 급성질환보다는 상대적으로 낮을 것으로 예상할 수 있을 것이다. 사인은 전염성질환, 만성질환, 사고사의 세 범주로 나누었으므로(장혜정 외, 1998; 장혜정 외, 2001), 설명변수로는 전염성질환으로 인한 사인비율(PGBD1)과 만성질환사인비율(PGBD2)을 포함시켰다.

3) 사망신고 관련 지역특성

한편, 본 연구가 유족들의 사망신고와 관련된 지역특성으로 삼은 요인은 사망 지역과 신고지역이 동일한지의 여부이다. 만일 양자가 동일하지 않다면 의사의 진단율은 낮아질 것으로 예상할 수 있다. 즉, 주소지와 신고지가 동일한 경우보다는 아무래도 상이할 경우에 의사진단율이 저조할 것이다. 또한 사망신고는 사망사실을 안 날로부터 1개월 이내에 신고토록 기한이 정해져 있는데 사망일에서 신고기간까지 길면 길수록 시간적 여유를 갖고 사망진단서를 발급 받을 수 있을 것으로 추측되어 포함시켰다. 반면 기한이 짧을수록 인우증명서로 대체되었을 가능성을 생각해볼 수 있겠다. 이렇듯 사망지역과 신고지역이 동일한지의 여부를 반영하기 위해서 사망지역과 신고지역이 상이한 경우의 비율(PDSA)을 포함시켰으며, 이와 함께 사망일에서 신고일까지의 평균일수(MDSP)를 신고특성으로서 포함하였다. 전자의 경우 음의 부호가, 후자의 경우 정의 부호가 기대된다.

4) 일반적 지역특성

진단서 첨부율에 영향을 미치는 세 번째 요인은 지역 특성으로서 이 중 가장 중요한 것으로 생각되는 것은 지역내 의료자원의 규모이다. 의료자원 변수는 각급 병원, 각급 병원이 운영하고 있는 병상, 의원, 보건소, 의사 및 한의사가 포함될 수 있겠으며 이들 의료자원량 변수는 각각 인구 10만 명당 각급 병원수(PHOSP),

인구 10만 명당 병상수(PHBED), 인구 10만 명당 의원수(PCLI), 인구 10만 명당 보건소수(PHCENTER), 인구 10만 명당 의사수(PDOCTOR), 인구 10만 명당 한의사수(PODOCTOR)로 반영이 되었다. 이들 변수에 대해서는 모두 정의 부호를 기대할 수 있을 것이며 관련 자료는 각 지역별 통계연보로부터 구득하였다.

그리고 지역특성으로서 지역별 사망률(PDEATH; 인구 10만 명당 사망자수)을 포함하여 사망률 차이에 따른 사망진단서 발급률의 차이를 통제하였으며 자

료 출처는 역시 지역별 통계연보이다. PDEATH는 지역별 연령구조의 상이함 때문에 정확한 지역별 사망력을 나타내주지 못하지만 통제변수로서의 기능에는 큰 무리가 없을 것으로 보인다.

한편, 일반적 지역 특성으로서 경제사회변수가 포함되어야 할 것이지만 본 연구에서는 우선 지역별 경제사회변수의 자료구득이 용이하지 않다는 점과 설사 구득이 가능하다 해도 의료자원의 규모가 해당 지역의 경제사회수준에 의해서 결정된다는 점(장혜정·김창엽, 2001) 때문에 다중공선성의 문제가 심할 것으로 판단하여 포함시키지 않았다. 따라서 지역별 의료자원의 규모가 사회경제수준의 대리변수 역할을 하는 것으로 해석할 수 있겠다.

이상에서 논의한 각 영역별 변수의 정의는 <표 1>에 요약하였다.

<표 1> 측정변수의 정의

| | 변수 | 정의 |
|-------------|----------|------------------|
| 종속변수 | PATT | 사망진단서 첨부율 |
| 사망자 관련 지역특성 | PA65 | 65세 이상 사망자 비율 |
| | PFEM | 여성 사망자 비율 |
| | PED1 | 중졸 미만 사망자 비율 |
| | PED2 | 대학 이상 사망자 비율 |
| | PMAR | 유배우자 비율 |
| | PDPL | 병원 사망자 비율 |
| | PGBD1 | 전염성질환 사인 비율 |
| | PGBD2 | 만성질환 사인 비율 |
| 사망신고 관련 | PDSA | 주소지 및 신고지 불일치 비율 |
| 지역특성 | MDSP | 사망일과 신고일 간 격차 |
| 일반적 지역 특성 | PHOSP | 인구 10만 명당 병원수 |
| | PHBED | 인구 10만 명당 병상수 |
| | PCLI | 인구 10만 명당 의원수 |
| | PHCENTER | 인구 10만 명당 보건소수 |
| | PDOCTOR | 인구 10만 명당 의사수 |
| | PODOCTOR | 인구 10만 명당 한의사수 |
| | PDEATH | 인구 10만 명당 사망건수 |

2. 분석 방법

우선 본 연구의 주요변수인 사망진단서 첨부율의 추이를 연도별, 지역별로 살펴보고, 연구모형에 포함된 각 지역 특성 변수들의 기술통계를 산출하여 이들 변수들을 이용하여 사망진단서 설명 모형을 구축하기 위한 기초 분석을 수행하

었다.

기술통계 분석 후 사망진단서 발급에 영향을 미치는 설명 요인을 도출하기 위하여 사망진단서 첨부율을 종속변수로 하고, 다른 사망자, 신고 및 일반적 지역 특성 변수들을 독립변수로 고려한 다중회귀모형을 설정하였다. 한편, 언급된 요인들이 모두 첨부율의 차이를 설명해준다고 볼 수는 없으며 관찰되지 않는 지역별 특성이 미치는 효과를 생각해볼 수 있다. 이는 흔히 비관찰효과(unobserved effect)로 불리는 효과로서 종속변수의 설명변수로서 포함이 되어야 함에도 불구하고 자료구득이 불가능하다든지 또는 관찰 자체가 불가능하기 때문에 변수의 누락으로 인한 편기(omitted variable bias)를 낳는 요인이 된다. 그러나 본 연구의 경우 15개 지역의 10년간에 걸친 패널자료를 사용함으로써 관찰되지 않는 지역별 효과뿐만 아니라 경시적 효과도 고려가 가능하다.

이 때 횡단면 자료와 시계열 자료를 통합하여 누락된 변수의 효과를 제거함으로써 기울기의 불편추정량을 얻는 방법으로서 고정효과모형(fixed effects model)과 확률효과모형(random effects model)이 있다(Wooldridge, 2002). 고정효과모형은 가변수모형(dummy variable model)이라고도 하며, 지역별, 연도별 가변수를 사용, 통상최소자승법을 적용하여 별도의 절편을 각각 추정함으로써 관찰되지 않는 요인에 의해 발생하되 고정되어 있는 것으로 판단되는 구조적 차이를 반영한다. 이러한 고정효과모형의 단점은 많은 가변수로 인해 자유도가 상실되어 추정된 회귀계수의 유효성이 낮아진다는 것이다.

한편, 확률효과모형은 이러한 단점을 극복하기 위한 방법으로서 분석에 사용되는 자료를 보다 더 큰 모집단에서 무작위적으로 추출된 표본이라고 보아 각각 상이한 절편이 고정되어 있다기보다는 무작위적으로 분포한다고 보고 오차항의 일부로 해석하여 이를 추정에 반영한다. 따라서 이 모형은 고정효과모형과는 달리 일반화최소자승법을 사용함으로써 보다 효율적인 추정량을 얻게 된다. 이는 고정효과모형이 지역간 변이와 지역내 변이간의 관계에 관한 정보를 추정에 반영하지 않는 반면, 즉 통상최소자승 추정량이 지역간 추정량(between estimator)과 지역내 추정량(within estimator)의 단순평균인데 반해, 확률효과모형에서의 일반화최소자승 추정량은 양자간의 관계에 관한 정보를 추가적으로 이용한 지역간 추정량과 지역내 추정량의 가중평균이기 때문에도 그러하다. 그러나 확률효과모형의 경우 지역간, 시점간 구조적 차이가 기존의 오차항에 추가적으로 포함되므로 이 복합오차항(composite error term)이 모형에 포함된 설명변수와 상관관계가 있는 경우 편기(bias)가 생긴다는 문제가 있다. 따라서 확률효과모형은 복합오차항과 설명변수간에 상관관계가 없는 상황에서만 적용할 수 있는 모형이다.

이에 따라 고정효과모형과 확률효과모형의 선택을 위한 Hausman 검정을 해 본 결과 검정통계량 $m = 345.92$ 로서 자유도 17을 갖는 카이제곱분포의 임계값 27.59를 크게 초과하여 복합오차항에 포함되어 있는 개별효과(individual effect)가 모형 내 여타 설명변수와 무관하다는 귀무가설이 기각되었다. 즉, 본 연구가 사용한 자료의 경우 복합오차항과 설명변수간 상관관계가 존재함으로써 확률효과 모형의 전제가 위배되므로 고정효과 모형이 더 적합하다고 볼 수 있다(Green, 2000). 이는 결국 전국의 대도시와 도 지역을 단위로 하는 자료가 더 큰 모집단에서 추출된 대표 표본이라고 보기는 어렵다는 것을 의미한다. 따라서 본 연구는 확률효과모형보다는 고정효과모형을 사용하여 지역적으로 또는 경시적으로 구조적 차이가 있는지 알아보려고 한다. 이상의 논의에 따라 추정방정식을 다음과 같이 식별하였다.

$$PATT_{jt} = \beta 1_{jt} + \beta 2_{jt} IDV_{jt} + \beta 3_{jt} FAM_{jt} + \beta 4_{jt} RGN_{jt} + u_{jt}$$

단, $PATT_{jt}$ 는 의사에 의한 사망진단서 첨부율, IDV_{jt} 는 사망자 관련 지역 특성, FAM_{jt} 는 사망신고 관련 지역 특성, RGN_{jt} 는 일반적 지역 특성, 그리고 u_{jt} 는 오차항을 의미한다. 또한, 아래첨자 j 는 지역을 나타내며(1, ..., 15), t 는 연도(1, ..., 10)를 나타낸다.

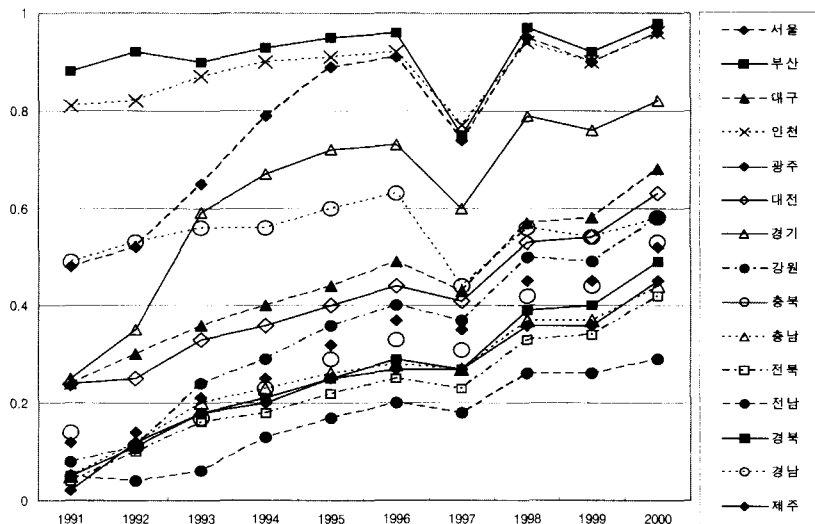
이미 앞에서 언급한 것처럼 시도별 평균이라는 자료의 성격에 비추어 본 연구는 지역별로 관찰되지 않는 이질성(unobserved heterogeneity)을 가변수로 포착하는 방법을 택하여 통상최소자승법을 사용하였다(Wooldridge, 2002). 지역별 가변수는 15개 광역시 및 도에 대하여 적용하였으며 기준으로 삼은 서울을 제외한 14개의 가변수를 포함시켜 지역별 구조적 차이의 존재 여부를 확인하였으며, 연도별 가변수의 경우 1991년을 기준으로 삼았다. 이 모든 분석과정은 SAS(Statistical Analysis System) 8.2 버전을 이용하여 수행하였다.

III. 분석결과

2000년도 사망진단서 첨부율은 전국적으로 62%로서 1991년 26%, 1995년의 47%에 비교하면 많은 개선이 이루어졌다(<표 2>). 이러한 사망진단서 첨부율의 추이는 10년간에 걸쳐 연평균 10%라는 매우 빠른 비율로 증가한 것이다. 지역별로 보면 6대 도시 중에서 부산, 인천, 서울이 거의 100%에 가까운 수준에서

높게 나타나고 있는데, 부산과 인천이 10년간에 걸쳐 꾸준히 높은 수준을 유지한 데 반해 서울은 1991년도의 48%에서 2000년에는 96%로 두 배가 증가하였다. 반면에 대구, 대전은 2000년에도 60% 대에 머물고 있고, 광주는 더욱 낮아 50%를 약간 상회하고 있을 따름이다. 따라서 6대 도시 중 2000년도에 가장 높은 부산과 광주의 차이는 무려 46%에 달하고 있다.

나머지 9개 도 지역을 보면 2000년에 82%를 나타낸 경기도가 가장 높고 그 이하는 대략 세 그룹 정도로 구분될 수 있겠다. 이 중 50% 대에 있는 강원, 충북, 경남이 비교적 높고, 뒤를 이어 40% 대의 충남, 전북, 경북, 제주가 그리고 마지막으로 전남이 29%로서 최저 수준을 보이고 있다. 따라서 모든 지역을 놓고 볼 때 부산, 인천, 서울이 가장 높고, 충남, 전북, 전남, 제주가 가장 낮은 양상을 보여 주고 있다.



<그림 1> 사망진단서 첨부율의 연도별, 지역별 분포

이와 같이 사망진단서 첨부율의 지역적 편차는 매우 심하게 나타나고 있는데, 다만 이 편차는 시간의 흐름에 따라 줄어들고 있는 양상이다. 즉, 1991년의 경우 가장 높은 부산과 가장 낮은 전북의 경우에 나타난 무려 22배의 차이가 2000년에는 가장 높은 부산과 가장 낮은 전남의 3배 차이로 줄어들고 있는 것이다. 그

러나 이와 같은 지역적 차이를 작은 차이라고 보기는 어려우며 이는 현재 사인 정확도 제고의 난관 중 하나로 작용하고 있다. 따라서 사망진단서에 기재되는 사인의 질을 높이는 노력과 함께 사망진단서 그 자체의 첨부율을 높여야 할 필요가 있겠는데 우선은 왜 지역적 차이가 존재하는지 알아보아야 할 것이다. 그리고 그 초점은 거의 100%에 가까운 첨부율을 보이고 있는 서울, 부산, 인천 지역이 왜 높으나보다는 절반에 미치지 못하는 제주, 충남, 전북, 전남 지역이 왜 낮은가 하는 문제이다. 한편, <표 2>에 나타나 있듯이 1997년과 1999년의 2개 연도, 특히 1997년도가 첨부율 추세로부터 명백히 이탈하고 있는데, 이는 자료 구조의 영향으로 판단된다. 구체적으로 사망원인통계 자료양식이 1997년과 2000년에 변경되었는데, 1997년도가 2000년에 비하여 변경정도가 크므로, 추이 변이에 더 큰 영향을 미친 것이다. 따라서 다음 단계에서 진단서 첨부율 영향요인을 결정하는 모형을 설정함에 있어서 1997년의 자료는 누락시켜 진행하였다.

<표 2> 지역별 사망진단서 첨부율(1991-2000)

(단위 : %)

| 지역 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 |
|----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 서울 | 0.48 | 0.52 | 0.65 | 0.79 | 0.89 | 0.91 | 0.74 | 0.95 | 0.90 | 0.96 |
| 부산 | 0.88 | 0.92 | 0.90 | 0.93 | 0.95 | 0.96 | 0.75 | 0.97 | 0.92 | 0.98 |
| 대구 | 0.24 | 0.30 | 0.36 | 0.40 | 0.44 | 0.49 | 0.43 | 0.57 | 0.58 | 0.68 |
| 인천 | 0.81 | 0.82 | 0.87 | 0.90 | 0.91 | 0.92 | 0.77 | 0.94 | 0.90 | 0.96 |
| 광주 | 0.12 | 0.14 | 0.21 | 0.25 | 0.32 | 0.37 | 0.35 | 0.45 | 0.45 | 0.52 |
| 대전 | 0.24 | 0.25 | 0.33 | 0.36 | 0.40 | 0.44 | 0.41 | 0.53 | 0.54 | 0.63 |
| 경기 | 0.25 | 0.35 | 0.59 | 0.67 | 0.72 | 0.73 | 0.60 | 0.79 | 0.76 | 0.82 |
| 강원 | 0.08 | 0.11 | 0.24 | 0.29 | 0.36 | 0.40 | 0.37 | 0.50 | 0.49 | 0.58 |
| 충북 | 0.14 | 0.11 | 0.17 | 0.23 | 0.29 | 0.33 | 0.31 | 0.42 | 0.44 | 0.53 |
| 충남 | 0.05 | 0.12 | 0.20 | 0.23 | 0.26 | 0.28 | 0.27 | 0.37 | 0.37 | 0.44 |
| 전북 | 0.04 | 0.10 | 0.16 | 0.18 | 0.22 | 0.25 | 0.23 | 0.33 | 0.34 | 0.42 |
| 전남 | 0.05 | 0.04 | 0.06 | 0.13 | 0.17 | 0.20 | 0.18 | 0.26 | 0.26 | 0.29 |
| 경북 | 0.05 | 0.11 | 0.18 | 0.21 | 0.25 | 0.29 | 0.27 | 0.39 | 0.40 | 0.49 |
| 경남 | 0.49 | 0.53 | 0.56 | 0.56 | 0.60 | 0.63 | 0.44 | 0.56 | 0.54 | 0.58 |
| 제주 | 0.02 | 0.12 | 0.18 | 0.20 | 0.25 | 0.27 | 0.27 | 0.36 | 0.36 | 0.45 |
| 전국 | 0.26 | 0.30 | 0.38 | 0.42 | 0.47 | 0.50 | 0.43 | 0.56 | 0.55 | 0.62 |

사망진단서 첨부율의 지역별 편차만큼 심각하지는 않지만, 본 논문에서 고려한 대부분의 독립변수에서도 지역별로 상당한 변이가 나타난다. <표 3>은 광역시 지역에서 노인인구 비율이 낮고, 병원에서의 사망 경향이 높고, 의사 공급률이 높고, 서울에서 특히 높은 교육수준의 사망자가 많은 반면, 노인인구 구성비가 상대적으로 높은 도 지역에서는 사망률과 보건소 공급률이 높게 나타나는 등 지역별로 다양한 양상을 나타내고 있다.

〈표 3〉 지역별 측정변수의 평균값

| 지역 | PATT | PA65 | PFEM | PED1 | PED2 | PMAR | PDPL | PGBD1 | PGBD2 |
|----|------|------|------|------|------|------|------|-------|-------|
| 서울 | 0.78 | 0.54 | 0.46 | 0.56 | 0.11 | 0.48 | 0.39 | 0.04 | 0.69 |
| 부산 | 0.92 | 0.51 | 0.44 | 0.61 | 0.06 | 0.50 | 0.29 | 0.04 | 0.76 |
| 대구 | 0.45 | 0.53 | 0.45 | 0.67 | 0.06 | 0.50 | 0.29 | 0.04 | 0.65 |
| 인천 | 0.88 | 0.53 | 0.43 | 0.63 | 0.05 | 0.50 | 0.30 | 0.04 | 0.69 |
| 광주 | 0.32 | 0.55 | 0.46 | 0.67 | 0.07 | 0.48 | 0.23 | 0.03 | 0.60 |
| 대전 | 0.41 | 0.54 | 0.44 | 0.67 | 0.07 | 0.49 | 0.25 | 0.03 | 0.59 |
| 경기 | 0.63 | 0.54 | 0.43 | 0.67 | 0.05 | 0.50 | 0.28 | 0.03 | 0.63 |
| 강원 | 0.34 | 0.56 | 0.41 | 0.75 | 0.03 | 0.50 | 0.50 | 0.03 | 0.60 |
| 충북 | 0.30 | 0.59 | 0.42 | 0.79 | 0.03 | 0.50 | 0.18 | 0.03 | 0.64 |
| 충남 | 0.26 | 0.60 | 0.42 | 0.82 | 0.02 | 0.51 | 0.14 | 0.03 | 0.60 |
| 전북 | 0.23 | 0.60 | 0.44 | 0.79 | 0.03 | 0.50 | 0.14 | 0.03 | 0.66 |
| 전남 | 0.16 | 0.59 | 0.43 | 0.81 | 0.02 | 0.49 | 0.11 | 0.04 | 0.64 |
| 경북 | 0.27 | 0.61 | 0.42 | 0.80 | 0.02 | 0.51 | 0.16 | 0.04 | 0.67 |
| 경남 | 0.55 | 0.56 | 0.43 | 0.75 | 0.03 | 0.50 | 0.19 | 0.04 | 0.66 |
| 제주 | 0.25 | 0.57 | 0.50 | 0.71 | 0.04 | 0.45 | 0.15 | 0.04 | 0.56 |

| 지역 | PDSA | MDSP | PHOSP | PHBED | PCLI | PHCENTER | PDOCTOR | PDOCTOR | PDEATH |
|----|------|-------|-------|--------|-------|----------|---------|---------|--------|
| 서울 | 0.10 | 24.72 | 1.55 | 345.74 | 40.62 | 0.22 | 143.84 | 23.85 | 361.27 |
| 부산 | 0.12 | 22.53 | 1.87 | 363.98 | 35.81 | 0.37 | 104.53 | 16.25 | 446.55 |
| 대구 | 0.12 | 23.75 | 1.20 | 258.03 | 37.44 | 0.31 | 116.63 | 22.82 | 421.78 |
| 인천 | 0.09 | 23.16 | 1.13 | 251.23 | 31.03 | 0.35 | 93.35 | 10.74 | 394.29 |
| 광주 | 0.11 | 24.48 | 2.17 | 322.24 | 38.15 | 0.33 | 126.03 | 10.11 | 436.99 |
| 대전 | 0.09 | 24.48 | 1.64 | 325.94 | 44.34 | 0.40 | 113.52 | 21.90 | 420.76 |
| 경기 | 0.11 | 23.59 | 1.22 | 179.38 | 30.05 | 0.51 | 59.27 | 13.04 | 441.38 |
| 강원 | 0.04 | 22.66 | 2.07 | 415.97 | 23.81 | 1.27 | 79.79 | 10.41 | 725.32 |
| 충북 | 0.06 | 23.34 | 1.59 | 270.25 | 29.61 | 0.84 | 66.91 | 12.37 | 707.36 |
| 충남 | 0.08 | 24.87 | 1.43 | 235.51 | 26.74 | 0.90 | 51.87 | 15.52 | 803.40 |
| 전북 | 0.06 | 24.46 | 1.46 | 270.05 | 31.79 | 0.83 | 86.70 | 15.88 | 768.29 |
| 전남 | 0.03 | 24.08 | 1.91 | 402.23 | 23.42 | 1.11 | 51.90 | 5.50 | 913.55 |
| 경북 | 0.05 | 24.42 | 1.44 | 284.63 | 21.97 | 1.00 | 51.84 | 12.23 | 798.23 |
| 경남 | 0.15 | 21.82 | 1.87 | 325.78 | 25.87 | 0.70 | 61.27 | 12.46 | 535.78 |
| 제주 | 0.06 | 30.23 | 1.19 | 239.06 | 45.47 | 0.77 | 56.31 | 7.68 | 546.95 |

<표 5>에 나타난 추정결과를 보면 모형에서 고려한 기본적인 독립변수에 지역가변수를 추가적으로 포함시킨 경우 모형에 대한 R2는 0.974로 나타나고 있으며, 이들 가변수를 포함시키지 않은 <표 4>의 R2는 0.911로서 가변수가 포함된 모형의 부분 F-검정(partial F-test) 결과는 유의적이다($F(14, 118) = 20.293$). 이는 지역 가변수가 예외 없이 유의적으로 나타났고, 거의 대부분은 $P < .001$ 로서 매우 유의하게 나타난 현상이 거듭 입증한다. 또한, 더 나아가서 <표 6>의 지역 가변수와 연도가변수를 모두 포함한 전체모형에 대한 R2는 0.981로 연도 가변수의 경우에도 부분 F-검정 결과는 통계적으로 유의수준 0.05에서 유의하였다 ($F(9, 109) = 4.120$). 그러나 연도가변수가 개별적으로 유의한 경우가 없었다는 점

에서 본 논문은 최종모형으로서 앞에서 설정된 영향요인들에 지역 가변수만을 포함시킨 모형을 선정하였다.

이러한 결과는 결국 전반적으로 보아, 가능한 영향요인들을 고려하면서 시계열적으로 보았을 때 의사진단서 첨부율의 변화는 연도별로 구조적 차이가 없으나 지역적으로는 매우 유의한 차이가 있음을 의미한다. 예컨대, 모수추정값을 비교하는 경우 서울특별시를 기준으로 0.2~1.1의 분포를 보이는데, 사망자 관련, 사망신고 관련, 그리고 일반적인 지역의 특성으로 보정한 경우, 사망진단서 첨부율은 전남의 경우 첨부율의 증가가 가장 높아지는 반면, 대구, 광주 및 대전 광역시의 경우에 오히려 증가율이 낮은 결과를 보인다. 그렇다면 지역별로 구조적인 차이가 나타나는 이유가 무엇인지를 추측하는 일이 대단히 중요할 것으로 여겨지는데, 이에 대해 의미 있는 진술을 하기는 어렵다. 다만 현재로서는 무엇인지는 분명치 않지만 포함되어야 할 변수 대신 가변수가 들어가서 편기를 없애주는 것 이외에는 이 문제에 대한 우리의 무지를 은폐하는 역할(a cover-up of our ignorance)(Kmenta, 1986)을 하는 것 이상으로 실질적인 무엇인가를 이해하기는 어려운 것으로 보인다.

〈표 4〉 회귀분석 결과 : 사망자 관련, 사망신고 관련 및
일반적 지역 특성의 독립변수 포함 모형

| 변수 | 자유도 | 모수추정값 | 표준오차 | t-값 | Pr > t |
|-----------|-----|-----------|--------------|---------|-----------------|
| Intercept | 1 | 4.8371 | 0.9301 | 5.20 | <.0001*** |
| PA65 | 1 | 0.4706 | 0.5160 | 0.91 | 0.3637 |
| PFEM | 1 | -2.7963 | 1.0204 | -2.74 | 0.0071* |
| PED1 | 1 | -3.7794 | 0.5472 | -6.91 | <.0001*** |
| PED2 | 1 | -7.0638 | 1.1249 | -6.28 | <.0001*** |
| PMAR | 1 | -1.3780 | 1.0199 | -1.35 | 0.1793 |
| PDPL | 1 | 0.5256 | 0.3103 | 1.69 | 0.0929 |
| PGBD1 | 1 | 5.4972 | 1.7104 | 3.21 | 0.0017* |
| PGBD2 | 1 | 0.4477 | 0.1975 | 2.27 | 0.0253* |
| PDSA | 1 | -0.0300 | 0.1845 | -0.16 | 0.8709 |
| MDSP | 1 | -0.0039 | 0.0028 | -1.38 | 0.1699 |
| PHOSP | 1 | 0.0127 | 0.0343 | 0.37 | 0.7118 |
| PHBED | 1 | -0.0003 | 0.0002 | -1.41 | 0.1607 |
| PCLI | 1 | -0.0027 | 0.0014 | -1.92 | 0.0572 |
| PHCENTER | 1 | -0.1587 | 0.0657 | -2.41 | 0.0173* |
| PDOCTOR | 1 | -0.0004 | 0.0003 | -1.18 | 0.2397 |
| PODOCTOR | 1 | 0.0026 | 0.0022 | 1.18 | 0.2419 |
| PDEATH | 1 | 0.0001 | 0.0001 | 0.45 | 0.6524 |
| | | R2=0.9114 | AdjR2=0.8985 | F=70.81 | Pr(>F) = <.0001 |

주 : * P<.05, ** p<.01, *** p<.001

〈표 5〉 회귀분석 결과 : 사망자 관련, 사망신고 관련 및
일반적 지역 특성의 독립변수 및 지역 가변수 포함 모형

| 변수 | 자유도 | 모수추정값 | 표준오차 | t-값 | Pr > t |
|-----------|-----|------------------------|----------------------------|------------|-----------------|
| Intercept | 1 | -0.0021 | 0.9677 | -0.00 | 0.9982 |
| PA65 | 1 | -0.4365 | 0.6046 | -0.72 | 0.4719 |
| PFEM | 1 | 0.7878 | 0.9040 | 0.87 | 0.3855 |
| PED1 | 1 | -1.3368 | 0.7364 | -1.82 | 0.0724 |
| PED2 | 1 | 4.9669 | 2.0516 | 2.42 | 0.0172* |
| PMAR | 1 | 0.9758 | 0.7107 | 1.37 | 0.1727 |
| PDPL | 1 | 1.3177 | 0.2627 | 5.02 | <.0001*** |
| PGBD1 | 1 | 1.8477 | 1.2597 | 1.47 | 0.1455 |
| PGBD2 | 1 | -0.0828 | 0.1509 | -0.55 | 0.5843 |
| PDSA | 1 | -0.1487 | 0.1224 | -1.21 | 0.2274 |
| MDSP | 1 | 0.0039 | 0.0022 | 1.79 | 0.0762 |
| PHOSP | 1 | -0.0385 | 0.0295 | -1.30 | 0.1953 |
| PHBED | 1 | -0.0001 | 0.0002 | -0.77 | 0.4449 |
| PCLI | 1 | -0.0004 | 0.0011 | -0.41 | 0.6846 |
| PHCENTER | 1 | -0.2738 | 0.0756 | -3.62 | 0.0005*** |
| PDOCTOR | 1 | 0.0002 | 0.0002 | 1.25 | 0.2148 |
| PODOCTOR | 1 | 0.0034 | 0.0020 | 1.66 | 0.1003 |
| PDEATH | 1 | -0.0004 | 0.0002 | -2.35 | 0.0207* |
| 부산 | 1 | 0.6801 | 0.0859 | 7.92 | <.0001*** |
| 대구 | 1 | 0.2089 | 0.0771 | 2.71 | 0.0079** |
| 인천 | 1 | 0.6363 | 0.1027 | 6.20 | <.0001*** |
| 광주 | 1 | 0.2099 | 0.0742 | 2.83 | 0.0056** |
| 대전 | 1 | 0.2513 | 0.0691 | 3.64 | 0.0004*** |
| 경기 | 1 | 0.5433 | 0.0967 | 5.62 | <.0001*** |
| 강원 | 1 | 0.9321 | 0.1452 | 6.42 | <.0001*** |
| 충북 | 1 | 0.8684 | 0.1549 | 5.61 | <.0001*** |
| 충남 | 1 | 0.9722 | 0.1691 | 5.75 | <.0001*** |
| 전북 | 1 | 0.8186 | 0.1554 | 5.27 | <.0001*** |
| 전남 | 1 | 1.0858 | 0.1771 | 6.13 | <.0001*** |
| 경북 | 1 | 0.9661 | 0.1704 | 5.67 | <.0001*** |
| 경남 | 1 | 0.9625 | 0.1339 | 7.19 | <.0001*** |
| 제주 | 1 | 0.5579 | 0.1201 | 4.64 | <.0001*** |
| | | R ² =0.9740 | Adj R ² =0.9661 | F = 124.30 | Pr(>F) = <.0001 |

한편, 개별 변수의 영향을 알아보면 포함된 사망자 개인특성변수 중에서 사망 장소가 병원인 경우의 비율(PDPL)이 통계적으로 가장 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 이 요인의 경우 회귀계수는 1.318로서 자택이 아닌 병원에서 사망하는 환자의 비율이 1% 높아지면 사망진단서 첨부율은 평균적으로 1.3% 정도 높아지는 것으로 나타났고 이 관계는 통계적으로 매우 유의하다. 이는 병원에서 사망한 경우 주치의에 의한 사망진단서 발급이 그만큼 용이할 것이므로 예상과 부합되는 결과라 할 것이다.

〈표 6〉 회귀분석 결과 : 사망자 관련, 사망신고 관련 및
일반적 지역 특성의 독립변수 및 지역과 연도 가변수 포함 모형

| 변수 | 자유도 | 모수추정값 | 표준오차 | t-값 | Pr > t |
|-----------|-----|-----------|---------------|------------|-----------------|
| Intercept | 1 | -1.8978 | 1.0218 | -1.86 | 0.0664 |
| PA65 | 1 | -0.3589 | 0.7011 | -0.51 | 0.6098 |
| PFEM | 1 | 1.0253 | 0.9065 | 1.13 | 0.2609 |
| PED1 | 1 | 0.9043 | 0.9268 | 0.98 | 0.3317 |
| PED2 | 1 | 7.3689 | 1.9494 | 3.78 | 0.0003*** |
| PMAR | 1 | 0.8624 | 0.6929 | 1.24 | 0.2163 |
| PDPL | 1 | 1.8814 | 0.3419 | 5.50 | <.0001*** |
| PGBD1 | 1 | 3.5950 | 1.3635 | 2.64 | 0.0098** |
| PGBD2 | 1 | -0.4823 | 0.1830 | -2.63 | 0.0098** |
| PDSA | 1 | -0.1117 | 0.1124 | -0.99 | 0.3230 |
| MDSP | 1 | 0.0092 | 0.0066 | 1.40 | 0.1650 |
| PHOSP | 1 | -0.0368 | 0.0283 | -1.30 | 0.1974 |
| PHBED | 1 | -0.0001 | 0.0002 | -0.56 | 0.5774 |
| PCLI | 1 | 0.0014 | 0.0012 | 1.25 | 0.2154 |
| PHCENTER | 1 | -0.3194 | 0.0838 | -3.81 | 0.0002*** |
| PDOCTOR | 1 | 0.0001 | 0.0002 | 0.65 | 0.5183 |
| PODOCTOR | 1 | 0.0051 | 0.0022 | 2.36 | 0.0202 |
| PDEATH | 1 | -0.0004 | 0.0001 | -3.02 | 0.0032*** |
| 부산 | 1 | 0.8140 | 0.1020 | 7.98 | <.0001*** |
| 대구 | 1 | 0.1553 | 0.1055 | 1.47 | 0.1442 |
| 인천 | 1 | 0.7290 | 0.1190 | 6.13 | <.0001*** |
| 광주 | 1 | 0.1642 | 0.1151 | 1.43 | 0.1571 |
| 대전 | 1 | 0.1541 | 0.1053 | 1.46 | 0.1465 |
| 경기 | 1 | 0.5430 | 0.1276 | 4.26 | <.0001*** |
| 강원 | 1 | 0.8753 | 0.1927 | 4.54 | <.0001*** |
| 충북 | 1 | 0.7418 | 0.2104 | 3.53 | 0.0007*** |
| 충남 | 1 | 0.8148 | 0.2305 | 3.53 | 0.0006*** |
| 전북 | 1 | 0.7084 | 0.2054 | 3.45 | 0.0008*** |
| 전남 | 1 | 1.0012 | 0.2439 | 4.11 | <.0001*** |
| 경북 | 1 | 0.8575 | 0.2231 | 3.84 | 0.0002*** |
| 경남 | 1 | 0.9208 | 0.1826 | 5.04 | <.0001*** |
| 제주 | 1 | 0.4796 | 0.1740 | 2.76 | 0.0070** |
| 1992 | 1 | 0.0072 | 0.0249 | 0.29 | 0.7724 |
| 1993 | 1 | 0.0729 | 0.0407 | 1.79 | 0.0766 |
| 1994 | 1 | 0.1018 | 0.0550 | 1.85 | 0.0672 |
| 1995 | 1 | 0.0867 | 0.0643 | 1.35 | 0.1804 |
| 1996 | 1 | 0.0626 | 0.0748 | 0.84 | 0.4044 |
| 1998 | 1 | 0.1204 | 0.1476 | 0.82 | 0.4169 |
| 1999 | 1 | 0.0278 | 0.1419 | 0.20 | 0.8454 |
| 2000 | 1 | 0.0137 | 0.1753 | 0.08 | 0.9381 |
| | | R2=0.9806 | Adj R2=0.9726 | F = 122.95 | Pr(>F) = <.0001 |

주 : * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

한편, 대학 이상의 학력을 가진 사망자 비율인 PED2의 경우에는 부호가 예상대로 양일뿐만 아니라 그 영향력도 매우 큰 것으로 나타나고 있다. 즉, 이 비율이 1% 증가하면 진단서 첨부율은 5% 정도 올라가는 것으로 추정되었다. 반면에 또 다른 교육관련 변수인 중졸 미만 사망자 비율 PED1은 부호는 예상대로 음으로 나타났으나 통계적인 유의성은 결여되고 있다.

이 밖의 사망자와 관련된 지역특성변수의 경우 여성사망자비율(PFEM)만을 제외하고는 그 부호가 모두 예상한대로 나타났다. 예컨대, 고령인구비율(PA65)은 예상대로 음의 부호를 가져 기존의 연구결과를 확인시켜 주고 있다. 즉, 65세 이상 고령인구 비율이 1% 증가하면 진단서 첨부율은 0.43% 감소하는 것이다. 그러나 이와 같은 관계가 통계적으로 유의적이지는 않다. 그 밖에도 유배우자비율(PMAR) 역시 양의 효과를 보이지만 통계적인 유의성은 갖추지 못하고 있고 질환의 성격 또한 부호는 기대한대로 나타나고 있으나 비유의적이다.

사망신고 관련 지역특성변수로서 사망지역과 신고지역이 상이한 경우의 비율(PDSA) 및 사망일에서 신고일까지의 평균일수(MDSP) 역시 부호는 예상대로이나 통계적 유의성은 결여되고 있다.

한편, 일반적 지역특성변수로서 지역별 사망률은 5% 수준에서 통계적 유의성은 보이고 있지만 부호는 예상과는 달리 음으로 나타나고 있고, 회귀계수의 크기도 매우 미미하다. 지역특성으로서 관심의 대상이 될 수 있는 의료자원의 경우 예상과는 달리 전반적으로 사망진단서 발급률에 영향을 미치지 못하는 것으로 보인다. 인구 10만 명당 보건소수(PHCENTER)의 경우 통계적으로는 매우 유의하게 나타났지만 보건소수의 증가에 따라 진단서 첨부율이 낮아지는 것으로 나타나 의료자원의 규모와 진단서 첨부율 사이에 예상되는 정의 관계가 나타나지 않고 있다. 아마도 이는 의료자원의 규모가 주는 영향이라기보다는 농촌지역일수록 인구 10만 명당 보건소수가 많아지므로 농촌 지역일수록 첨부율이 낮아지는 경향을 반영한 것이 아닌가 한다. 그런데 이는 병상이나 병의원수 등 다른 시설자원의 경우에도 공통적으로 나타나고 있는 현상으로서 모두 부호가 음으로 나타나고 있다는 점에서 또 다른 이유가 있을 수도 있다. 반면에 인구 10만 명당 의사 및 한의사 수의 경우 부호는 기대한대로 양이지만 통계적으로 비유의적이고 실제적으로도 그 영향은 극히 미미한 것으로 나타나고 있다.

요컨대, 시설은 음의 부호가, 인력은 양의 부호가 공통적으로 나타나고 있는데 예상되는 방향으로 뚜렷한 관계가 나타나지 않고 있는 것으로 보아 의료자원규모 그 자체는 진단서 첨부율과 큰 관련이 없는 것으로 보인다.

VI. 논의

사망원인통계의 정도관리 노력은 사망진단서 첨부율이 제고된다면 더욱 큰 성과를 얻을 수 있을 것이다. 사망진단서(Death Certificate)는 병사 또는 자연사의 경우 이를 증명하는 법적 서류로서 의사의 진료를 받은 사실에 더하여 사인이 명확한 경우에 한해서 의사 또는 한의사에 의해 발급된다. 반면에 시체검안서(Death Certificate by Inspection)는 그 이외의 사망에 대해 의사의 외부검사에 의한 사망증명서류로서 사인을 알 수 없는 내인사 및 외인사에 대해 발급된다. 그렇다면 의사진단을 제고를 통한 사인의 정확도 제고라는 본 논문의 목적에 비추어 볼 때 관심의 대상은 시체검안서를 제외한 사망진단서의 첨부율이어야 할 것이다. 시체검안서는 기본적으로 사인을 알 수 없는 변사(unusual death)에 대해 발급되는 것이기 때문이다. 그런데 통계청으로부터 구득하여 본 연구가 사용한 1991~2000년간 지역별 사망신고자료의 경우 사망진단서와 시체검안서가 구분될 수 없도록 합쳐져 있으며 더욱이 그 구분에 시계열적 일관성이 결여되어 있는 것으로 보인다.

앞에서 본 추정결과에서 가장 현저하게 나타나는 특징은 첫째, 사망진단서 첨부율의 지역적 차이가 구조적으로 존재하고 있으며 이러한 차이는 시간의 흐름에 무관하다는 것이고, 둘째, 병원에서 사망하는 경우일수록 진단서 첨부율이 높아지고 이와 같은 결과는 통계적으로도 매우 유의하다는 것이다. 그리고 마지막으로 교육수준이 의미 있는 영향을 미친다는 점이다. 즉, 관찰되지 않는 요인에 의한 지역적 차이를 통제한 후 가장 중요하게 나타나는 요인은 사망 장소 및 교육수준이 되는 것이다. 요컨대, 병원에서 사망하는 환자 비율의 차이 및 교육수준이 중요하다는 것인데 이는 이미 의료자원의 양을 통제했다는 점에서 의료자원의 차이라고 보기는 어렵다. 특히, 교육수준의 유의성은 12개년의 사망자 전수를 분석한 조민우 외(2004)의 연구 결과에서도 일관성 있게 강조된 바 있다. 다만 본 연구에서 명확히 설명하지 못한 지역적 차이는 지역의 생태학적 환경요인까지 고려하여 사망률의 지역적 편차를 파악하고자 시도하였지만 생태학적 환경과 사회경제적 요인의 영향력이 점차 감소하는 결과를 제시한 김두섭·박효준(2003)의 연구 결과를 고려할 때, 사망진단서 첨부율에 영향을 미칠 수 있는 잠재변수에 대한 심층적 탐색을 통하여 보다 더 구체화된 연구설계 모형으로써 향후 연구를 진행시켜야 할 것으로 보인다.

본 연구의 대상기간 중 병원에서 사망한 사망자의 비율은 1991년 15.3%에서 2000년 36.0%로 2배 이상 증가하였으며 이는 연평균 9.97%씩 증가한 것이다. 그런데 이러한 병원사망자 증가율은 같은 기간 중 사망진단서 첨부율의 증가율과 정확히 일치하고 있다. 그리고 연도별로 보아도 사망진단서 첨부율의 지역별 순서는 병원사망자 비율의 지역별 순서와 거의 일치하고 있다. 실제로 2000년의 경우 사망진단서 첨부율과 병원사망비율 사이의 단순상관계수는 0.869로서 강한 상관관계를 보여주고 있으며 이는 다른 연도의 경우에도 마찬가지이다. 이는 병원사망자 비율과 의사진단서 첨부율 사이에 정비례적 관계가 존재한다는 것을 의미하는데 결국은 사망자가 사망 전 의사로부터 진료를 받은 사실이 있는지의 여부에 따라 진단서 발급 여부가 결정되고 이에 따라 첨부율이 결정되는 것으로 볼 수 있을 것이다. 이를 뒤집어 보면 자택을 포함하여 병원 이외의 장소에서 사망하는 경우가 많을수록 사인통계의 정확도는 낮아질 수밖에 없다는 것인데 시계열적으로 보면 지역과 상관없이 거의 대부분 병원사망자 비율은 증가하고 있으므로 시간의 경과에 따라 첨부율은 늘어날 것이다. 예컨대, 가장 낮은 전남 지역의 경우 병원사망자 비율이 1991년에는 5%에 지나지 않았으나 2000년에는 20%까지 올라가고 있다.

결국 자택사망자 비율의 감소는 첨부율의 증가로 이어질 것으로 추측되는데, 이와 같은 추정결과의 함의는 고령화의 진전과 함께 중간요양시설에 대한 이용이 증가할 것이고, 이에 따라 자택사망자가 감소하면서 사망진단서 첨부율이 높아질 것이라는 점이다. 또한 요양시설에 입소한 환자의 경우 간호사 등 의료인력의 관리 하에 있게 되므로 사인의 정확도 또한 제고될 것으로 추측해볼 수 있다. 우리나라는 현재 인구변천과정의 종료와 함께 고속으로 고령사회로 이동 중에 있으나 장기요양서비스와 관련된 시설 및 인력의 하부구조가 매우 미비하여 그 확충이 시급한 실정인데 이는 부수적인 결과이기는 하지만 사망원인통계의 정도 제고를 위해서도 중요한 문제라 할 수 있다.

한편, 앞 절의 추정 결과에서 보았듯이 단위 인구 당 의료기관 수나 의사수는 큰 영향이 없는 것으로 나타났다. 전반적으로 보아 의료자원의 지역별 규모는 영향을 미치지 못하는 것으로 보이는데 이는 지역 외 의료이용 때문일 것으로 추측된다. 즉, 노환이 아니라면 사망에까지 이를만한 중한 증상이 나타나는 경우 의료이용은 지역경계를 벗어나는 경우가 많기 때문일 것이다. 우리 나라의 경우 1989년 전국민의료보험의 도입과 함께 의뢰제도 및 의료이용의 지역화(regionalization)를 내용으로 하는 의료전달체계가 도입되었지만 얼마 지나지 않아 의료 이용 상의 불편 때문에 지역화가 포기되었으므로 교통·통신수단의 발

달과 함께 의료이용은 지역내로 국한되지 않는다. 그렇다면 진단서 발급과 지역 내 의료자원 규모간 상관관계는 그리 높지 않을 것으로 추측할 수 있다.

지금까지의 논의를 요약하자면 사망진단서 첨부율의 지역별 차이와 관련하여 관찰되지 않는 지역별 차이를 제외하면 교육수준과 병원사망자 비율이 가장 중요한 역할을 하는 것으로 보인다. 그렇다면 문제는 병원사망자 비율의 경우 서울 지역의 경우 2000년에 거의 50%에 가까운 사람들이 병원에서 사망한 반면에 전남 지역의 경우 왜 20%에 불과한가라는 의문이 중요한 의미를 갖는다. 남해성 외(1996)에 의하면, 이러한 차이를 지역별 자원보유량의 부족, 지리적 특성 및 문화적 차이로 추론하고 있으며, 전남지역의 자원보유량에 대한 장혜정(1997)의 연구결과를 통하여 볼 때, 전남지역의 상대적으로 많은 증진료권 단위가 병상부족지역으로 판명되었음을 알 수 있다. 그러나 본 연구의 틀 내에서는 이에 대한 답을 구체적으로 제시하기가 어려우며 차후의 연구과제가 되어야 할 것으로 보인다.

V. 결론

현재 사인통계의 정확도를 높이는 노력이 거의 한계에 이른 상태에서 추가적인 성과는 부검 등에 대한 국민의식의 변화를 요구하고 있다. 그러나 이것이 단기적으로 접근하기 어려운 문제라는 점에서 중장기적 과제로 미루어야 한다면 사망진단서 첨부율의 제고를 통한 접근은 단기적으로도 어느 정도는 성과를 볼 수 있을 것으로 판단된다. 이러한 측면에서 그 동안 관심의 대상이 되지 못했던 사망진단서 첨부율의 결정요인은 나름대로의 의미를 갖는 연구과제일 수 있으며 본 논문은 그 결과를 보고하기 위해 작성되었다.

최근 들어 사망진단서 첨부율의 지역별 차이는 줄어들고 있지만 여전히 큰 격차가 존재하고 있다. 서울, 부산, 인천 등지의 경우 거의 100%에 가까운 반면에 낮은 지역은 50%에 미치지 못하고 있고 특히 가장 낮은 전남지역의 경우 2000년 현재 29%에 불과한 실정이다. 이와 같은 첨부율의 지역적 차이는 일견 의료자원의 지역분포와 관련이 있을 것으로 생각될 수 있으나 지역별 첨부율과 결정요인 사이의 관계를 추정한 결과에 의하면 그보다는 사망 장소가 병원인지 아니면 자택인지가 가장 중요한 요인인 것으로 나타났다. 도로 및 교통·통신수단의 발달로 인해 의료자원의 편재는 의료이용의 심각한 저해요인이 못되는 것으로

이해되며 지리적 접근도 보다는 의료이용 그 자체가 사망진단서 발급의 기본적인 요인인 것으로 보인다. 이로 미루어 특히 노인들의 경우 고령사회로의 진입과 함께 중간요양시설의 하부구조가 확충된다면 진단서발급과 사인의 정확도 제고에 상당한 성과가 있을 것으로 기대된다. 또한 교육수준이 중요한 결정요인인 것으로 보아 개인적 차원에서는 사망진단서의 발급 및 정확한 사인기재가 번거롭고 중요하지 않은 일일 수 있으나 사회적 차원에서는 보건의료정책의 중요한 기초자료가 되므로 매우 중요한 의미를 갖는다는 점을 일반 국민에게 홍보를 통해 납득시키려는 노력이 필요할 것으로 보인다.

사인통계의 정확성 제고는 앞에서 본대로 의료이용 행태와 함께 궁극적으로는 제도 및 의식의 변화 문제이다. 제도적 차원에서는 증장기적으로 선진국처럼 의사의 사망진단서가 없으면 장례를 치를 수 없도록 하는 방향으로 가야 할 것이며, 의식면에서는 신고인 및 의사의 사인통계 중요성에 대한 인식제고가 이루어져야 한다. 또한 현재 호적법에는 ‘부득이한 경우’ 사망증서로 갈음할 수 있도록 되어 있지만 부득이한 경우의 구체적인 내용이 없어 남용되는 경향이 있으므로 호적법의 해당 조항에 대한 검토가 조만간 이루어져야 할 것이다. 현재의 의료자원 규모와 분포로 볼 때 인우증명의 필요성에 대해 재검토가 이루어질 시점이 아닌가 판단된다. 현재 무의촌은 없다고 보아야 하므로 의사가 없어서 진단서 첨부율이 낮을 수는 없는 것이다.

부검을 혐오하는 우리의 문화는 사망통계의 정도제고에 있어 가장 큰 장애요인이다. 전통적인 유교적 풍토에서 사인을 규명하기 위해 사망자의 시신을 부검토록 할 유가족은 많지 않을 것인데 사인이 미상인 경우 유전적인 요인일 수도 있을 것이지만 이를 밝히기가 어려운 풍토는 구조적 장애요인이라 할 것이다. 이와 함께 의사들이 사망진단서 발급을 꺼려하는 풍토도 문제이다. 금전적으로 병의원 경영에 도움이 안 되는 사망진단서가 보험이나 유산문제와 관련하여 법적인 증명서로 사용되므로 법적 분쟁에 휘말릴 가능성 때문에 의사들이 사망진단서 발급에 소극적 태도를 보이는 경우가 많으며 이와 같은 경우를 방지하는 장치가 필요하다.

그러나 이상과 같은 노력은 기본적으로는 의사의 사인기재가 정확해야 의미가 있는 것이다. 현재 의사에 의한 사인기재 단계 이후의 과정에서 발생하는 오류는 거의 없다고 볼 수 있고 오류가 있다 해도 기본적으로 통계가 가능하지만 최초 단계에서의 오류는 바로잡을 수가 없다. 따라서 통계당국은 사인통계의 중요성과 사망진단서 기재요령을 교육·홍보하는 데 많은 노력을 기울이고 있는데 신규 의사 세대가 계속 유입되므로 이와 같은 노력은 앞으로도 꾸준히 이루어져

야 할 것이다. 그 동안 사인통계의 정도 제고를 위한 다양한 노력이 경주되어 왔고 이에 따라 많은 개선이 이루어져 왔으나 여전히 미흡한 측면이 많으며 현재 단계에서 더 이상의 개선이 가능하기 위해서는 관련 제도에 대한 국민, 지방자치단체의 인구동태 담당 공무원, 의료인 등의 의식변화가 절실히 요구된다고 하겠다. 특히 무엇보다도 일반 국민들 사이에 사인의 정확한 규명이 개인적 차원에서는 중요하지 않지만 국가정책적 차원에서 매우 중요한 사안이라는 인식의 확대를 위한 방안이 마련되어야 할 것이다. 이와 함께 여전히 의료이용이 어려운 오벽지 및 도서지역이 많은 지역에서 특히 진단서 첨부율이 낮다는 점에서 이들 지역에서의 의료기관 이용률 제고를 위한 노력 또한 경주되어야 할 것이다.

참고문헌

- 경제기획원(1988), 《대한병원협회 사망진단서·출생증명서 작성지침》, 대한 의학협회.
- 김규석·임용수·이중의·서길준·윤여규·어은경·염석란·정연권·이운성 (2000), “사망진단서(시체검안서) 작성의 문제점,” 《대한응급의학회지》 11(4), 443-449.
- 김두섭·박효준(2003), “사망력 수준의 시·군별 편차 및 그 변화 추이, 1990~2000,” 《한국인구학》 26(1), 1-30.
- 김윤희·이승욱(1997), “신고자료에 의한 한국인의 사망원인 추이분석,” 《국민보건연구소연구논총》 7(2), 60-84.
- 김정순(1989), “우리나라 사망원인의 변천과 현황,” 《한국역학회지》 11(2), 155-174.
- 남해성·박경수·선병환·신준호·손석준·최진수·김병우(1996), “일부 농촌 지역 사망신고자료에 기재된 사인에 관한 연구-사망신고사인과 조사사인의 비교,” 《예방의학회지》 29(2), 227-238.
- 맹광호(1989), “우리나라 사망원인에 관한 심포지움- 우리나라 사망자료의 문제점과 개선방안,” 《한국역학회지》 11(2), 150-154.
- 박경애(1999), “한미일 노인의 기대여명과 사망원인,” 《한국인구학》 22(2), 97-119.

- 박석건·박우성·서순원·김광환(2003), “건강정보와 건강보험 데이터를 이용한 심폐정지·중상·노환으로 기재된 사망진단서 원사인의 정확도 개선정도,” 《대한의료정보학회지》 9(4), 457-468.
- 손미아(2001), “한국의 사망보고서 자료와 산재사망자료 사이의 직업, 교육, 사망원인의 일치율,” 《한국역학회지》 23(2), 44-51.
- 윤현국·윤영호·오상우·고희정·허봉렬(2001), “한국인의 사망 장소와 관련된 요인,” 《가정의학회지》 22(7), 1077-1085.
- 이윤성(1996), “사망진단서와 상해진단서,” 《가정의학회지》 17(8), 602-615.
- _____. 박우성·박석건·서순원(2003), 《사망진단서 이렇게 쓴다》, 퍼시픽출판사.
- 장혜정·이신호·명재일·이평수·염용권 등(1997), 《전국병상수급 및 적정배치에 관한 연구 보고서》. 한국보건 의료관리연구원.
- _____. 명재일·윤석준(1998), 《질병부담 추정에 관한 기초연구 보고서》. 한국보건 의료관리연구원.
- _____. 김창엽(2001), “공분산구조분석을 이용한 지역별 자체충족률 추정모형의 검증,” 《보건행정학회지》 11(2), 123-140.
- _____. 명재일·신영수(2001), “조기사망에 따른 상실년수를 활용한 질병부담 추정 연구,” 《예방의학회지》 34(4), 354-362.
- 전진호·이경숙(2000), “우리나라 사망통계자료의 실태와 문제점-한 기초자치단체의 사망신고자료 전수조사를 근거로-,” 《한국역학회지》 22(2), 124-135.
- 정은경·신희영·신준호·남해성·류소연·임정수·이정애(2002), “일개 군 사망신고자료에 기재된 사인의 정확성과 관련요인,” 《예방의학회지》 35(2), 153-159.
- 조민우·강영호·윤성철·이진용·이무송·이상일(2004), “우리나라 사망등록 자료에서 의사에 의한 사망진단 분율의 양상과 관련 요인,” 《예방의학회지》 37(4), 345-352.
- 통계청(2000), 《사망원인통계연보》, 통계청.
- _____(2001), 《인구동태신고 업무지침서》, 통계청.
- Flory, J., Y.X. Yinong, I. Gurol, N. Levinsky, A. Ash, and E. Emanuel (2004), “Place of death: U.S. trends since 1980,” *Health Affairs* 23(3), 194-200.

- Green, W.H. (2000), *Econometric Analysis*, 4th ed. Prentice-Hall.
- Huy, T.Q, N.H. Long, D.P. Hoa, P. Byass, and B. Ericksson (2003), "Validity and completeness of death reporting and registration in a rural district of Vietnam," *Scandinavian Journal of Public Health* 62, 12-18.
- Johansson, L.A. and R. Westerling (2002), "Comparing hospital discharge records with death certificates: can the differences be explained?," *Journal of Epidemiology Community Health* 56(4), 301-308.
- Kmenta, J. (1986), *Elements of Econometrics*, 2nd ed. Macmillan.
- Lu, T.H., M.C. Lee, M.C. Chou (2000), "Accuracy of cause-of-death coding in Taiwan: types of miscoding and effects on mortality statistics," *International Journal of Epidemiology* 29(2), 336-343.
- _____, T.P. Shih, M.C. Lee, M.C. Chou, and C.K. Lin (2001a), "Diversity in death certification: A case vignette approach," *Journal of Clinical Epidemiology* 54(11), 1086-1093.
- _____, H.Y. Chang, C.M. Hwu, H.C. Chiu, W.H. Yin, and W.H. Pan (2001b), "Comparison of official coders versus physician panel in assignment of underlying cause of death," *Journal of Formosan Medical Association* 100(6), 365-369.
- _____, (2003), "Using ACME (Automatic Classification of Medical Entry) software to monitor and improve the quality of cause of death statistics," *Journal of Epidemiology Community Health* 57(6), 470-471.
- Lyman, J.M., G. McGwin, G. Davis, T.V. Kovandzic, W. King, and S.H. Vermund (2004), "A comparison of three sources of data on child homicide," *Death Studies* 28(7), 659-669.
- Messite, J., and S.D. Stellman (1996), "Accuracy of death certificate completion: the need for formalized physician training," *the Journal of the American Medical Association* 275(10), 794-796.
- National Center for Health Statistics (1995), Model state vital statistics act and regulations: 1992 revision, Public Health Service. Available from URL: <http://www.cdc.gov/nchs/data/misc/mvsact92b.pdf>
- Neukirch, F., P. Maguin, S. Perdrizet S., R. Pariente. (1984) "Validity of mortality data in respiratory diseases in France and 7 other countries of the E.E.C.," *Revue des Maladies Respiratoires* 1(6), 361-367.

- Office for National Statistics (2005), "Informations for death registration in England and Wales," Available from URL: <http://www.gro.gov.uk/gro/content/deaths/registeringadeath/index.asp>
- Ragonese, P, G. Filippini, G. Salemi, E. Beghi, A. Citterio, R. D'Alessandro et al. (2004), "Accuracy of death certificates for amyotrophic lateral sclerosis varies significantly from north to south of Italy: implications for mortality studies," *Neuroepidemiology* 23(1-2), 73-77.
- Santo, A.H., C.E. Pinheiro, and E.M. Rodrigues (1998), "Comparative evaluation of underlying causes of death processed by the Automated Classification of Medical Entities and the Underlying Cause of Death Selection Systems," *Revista de Saude Publica* 32(1), 1-6.
- Tilden, V.P., S.W. Tolle, L.L. Drach, and N.A. Perrin (2004), "Out-of-hospital death: advance care planning, decedent symptoms, and caregiver burden," *Journal of the American Geriatric Society* 52(4), 532-539.
- Weitzen, S., J.M. Teno, M. Fennell, and V. Mor (2003), "Factors associated with site of death: a national study of where people die," *Medical Care* 41(2), 323-335.
- Wooldridge, J.M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel data*, MIT press.
- Wu, S.I., P. Chou, S.T. Tsai, H.J. Yu, T.H. Lu, T.S. Chen, and S.H. Chen (2004), "Quality of death certificates in Quemoy, Taiwan," *Journal of Formosan Medical Association* 103(2), 151-154.
- Zingmond, D.S., Z. Ye, S.L. Ettner, and H. Liu (2004), "Linking hospital discharge and death records--accuracy and sources of bias," *Journal of Clinical Epidemiology* 57(1), 21-29.