

조사방법에 따른 근로시간 차이*

이지연**

I. 서론

6시간 26분. 2004 생활시간조사에서 20세 이상 정규근로자의 일일평균 근로시간이다. 일주일로 환산하면, 45시간 03분이다(통계청, 2005). 영국(UK Time Use Survey)은 2001년 정규근로자의 주당 평균 근로시간이 40시간 9분, 미국(American Time Use Survey)은 2003년에 39시간 4분이었다(Williams, 2004; Frazis and Stewart, 2004).

근로시간 통계는 경제, 사회, 제도적인 측면에서 매우 중요한 지표중 하나다. 경제적으로는 경제적 성과지표이자 생산성 측정의 투입지표로서 활용되고 근로시간의 변화는 경제의 구조적 변화를 반영한다. 뿐만 아니라 근로시간은 개인의 삶의 질과 건강수준을 나타내는 사회적 지표로서, 근로기준법의 법정근로시간을 모니터링하는 제도적 변수로서도 사용된다(Williams, 2004).

지금까지 한국의 근로시간 통계를 제공해온 대표적인 자료원은 통계청의 경제활동인구조사(이하 경활)와 노동부가 작성하는 매월노동통계조사(이하 노동통계)였다. 기존의 연구결과를 보면 에서 주당 평균 근로시간은 지난 10년간(1995년 - 2004년) 경활 결과가 노동통계 보다 평균 3.75시간 정도 높은 것으로 나타난다 (손문금, 2006.) 2004년의 경우 주당 평균 근로시간은 경활이 48.7시간, 노동통계는 45.7시간 이었다. 두 조사 결과간의 차이는 주로 조사목적과 조사대상의 차이에서 발생하고 있다. 통계청의 경활은 가구를 대상으로 조사하는 반면, 노동통계조사는 상용근로자 5인상인 사업체를 대상으로 하기 때문에 농림어가 종사자나 5인 이하의 영세사업장 근로자는 조사대상에서 제외된다.

그러나, 근로시간통계는 조사대상 뿐만 아니라 측정방법에 따라서도 차이

* 이 연구는 통계개발원에서 수행된 연구과제의 일부분이다. 본 연구의 관점은 필자의 개인적인 견해이며, 통계청의 공식입장을 대표하는 것은 아님을 밝혀둔다.

** 통계개발원 사회통계실 사무관

가 발생할 수 있다. 한 개인의 근로시간의 양은 근로시간의 총량을 응답자가 직접 기입하는지(이하 기입형), 또는 시간일지 작성 결과를 바탕으로 사후에 근로시간을 합산 하는지(이하 일지형)에 따라 차이가 날 수 있다. 경활은 주당 근로시간을 기입형으로 작성하는 대표적인 조사다. 생활시간조사는 근로시간 측정에서 일지형과 기입형의 두 가지 방식을 모두 사용하고 있다. 개인이 인식하는 근로시간의 양은 객관적인 근로시간의 양과는 다를 수 있다. 또한 일이라는 활동이 다른 행동들과도 연관되어 있기 때문에 무엇을 유급노동활동으로 볼 것인가에 대해 모두가 만족할 만한 명확한 기준을 설정하기는 어렵다. 이러한 이유들로 인해 조사방법에 따라서도 근로시간의 차이는 발생할 수 있다(Robionson and Gershuny, 1994).

이 연구의 목적은 근로시간 통계의 새로운 자료원으로서 생활시간조사의 중요성을 소개하고, 측정방법에 따라 근로시간 보고에 있어 유의미한 차이를 보이는 응답자의 특성과 원인을 분석하여 근로시간 통계의 정확성에 대한 이해를 넓히는데 있다.

먼저 이 연구는 측정방법에 따른 근로시간의 차이를 살펴보기 위해 2004년 9월에 실시된 생활시간조사와 동일한 표본 프레임을 사용하고 있는 경활의 근로시간 결과를 비교하고자 한다. 완전매칭방법(exact matching method)을 이용하여 생활시간과 경활의 동일 응답자를 연계한 데이터 셋을 구축하고, 두 자료간의 매칭 유형 및 비매칭 사례의 특성을 간략히 분석할 것이다.

조사대상기간이 가장 유사한 시점에서 동일한 응답자로부터 측정된 시간일지의 일관된 활동시간과 자기기입형 주당 평균 근로시간을 비교하게 되면 조사방법의 차이가 측정결과에 미치는 효과를 평가할 수 있다는 장점이 있다. 생활시간내에서 일지형과 자기기입형 결과를 비교하면 응답자 특성에 따라 근로시간이 과대 또는 과소 보고되는 경향을 분석할 수 있을 것이다. 또한 기입형으로 작성된 생활시간과 경활의 주당근로시간 차이를 비교하여 조사에 따라 차이가 많이 발생하는 집단의 특성을 파악해 보고자 한다. 마지막으로 근로시간 측정의 정확성과 유용성을 향상시키기 위해 고려되어야 할 사항들을 제언하고자 한다.

II. 경제활동인구조사와 매월노동통계의 근로시간 추이

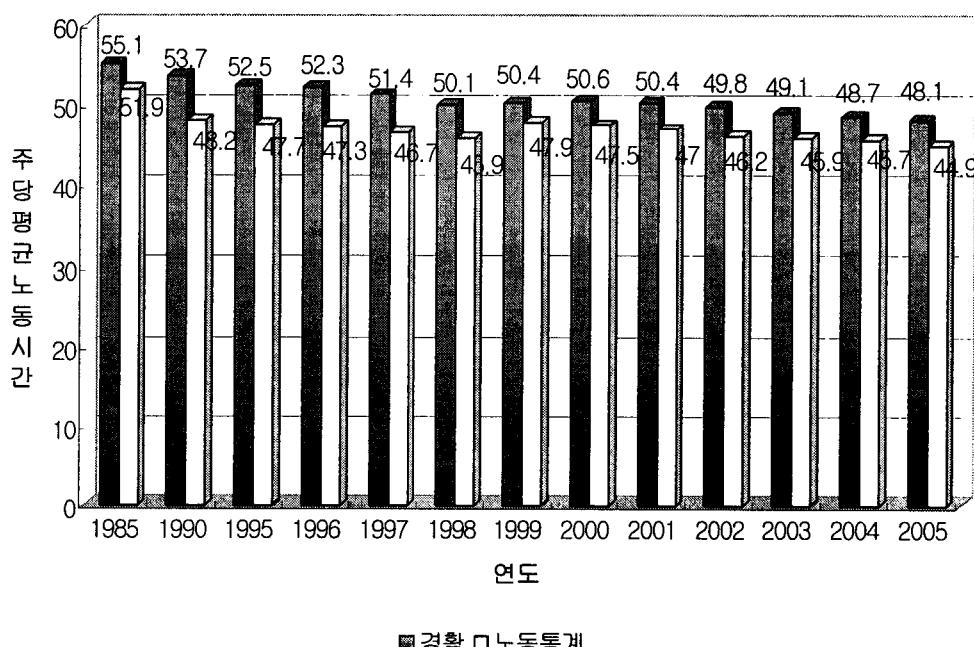
한국의 대표적인 근로시간통계 자료원은 경활과 노동통계에서 산출되는 주당 평균 근로시간이다. 경활은 전국적으로 약 3만 가구의 15세 이상 가구원 전원을 대상으로 매월 15일이 포함된 1주간의 취업과 실업, 노동력 실태를 조사한다. 이 조사에서 주당 평균 근로시간은 지난 1주간 주업과 부업으로 일한 각각의 시간 총량

을 응답자 스스로 기입하게 한 후 이 결과를 합산해서 산출된다.

노동통계는 근로자의 고용, 임금 및 근로시간의 변동 실태를 조사하기 위한 사업체단위 조사다. 농림어업을 제외한 전 산업중 상용근로자 5인 이상인 약 7,400 여개의 표본사업체를 대상으로 각 사업체의 매월 급여계산 기간을 기준으로 조사가 실시된다. 표본사업체는 소속된 근로자의 월간 실근로 일수와 정상근무 및 초과근무를 포함한 실근로 시간수만을 응답하면 된다. 주당근로 시간수는 사업체에서 응답한 월간 근로 시간수에 7/30.4을 곱해서 얻어진다.

<그림1>은 경활과 노동통계자료를 바탕으로 살펴본 지난 15년간의 연평균 주당 평균 근로시간 추이이다. 1985년부터 2005년 까지 비교해 보면 한국인 근로자의 주당 평균 근로시간이 줄어 든 것을 알 수 있다. 이 기간 동안 경활은 55.1 시간에서 48.1시간으로, 노동통계는 51.9시간에서 44.9시간으로 각각 6.2시간과 6.4 시간씩 감소했다. 평균노동시간은 농림어업 종사자와 소규모 사업체 종사자가 포함되는 경활이 노동통계보다 항상 높게 나타나는데, 2005년부터 지난 5년간 두 조사 간의 차이는 연평균 3.28시간 정도이다.

<그림1>. 연평균 주당 평균 근로시간: 경제활동인구조사와 매월노동통계조사, 1985~2005



자료: 통계청. 2006. 「경제활동인구조사」 당해년도, KOSIS (<http://kosis.nso.go.kr/>); 노동부. 2006. 「매월노동통계조사보고서」 (http://laborstat.molab.go.kr/newWeb/intro/sub1/sub01_01.jsp?PageNum=1).

<표1>은 2004년도 경활과 노동통계의 연간 주당 평균 근로시간차이를 산업별로 세분해 본 표이다. 두 조사에서 모두 금융보험업이나 교육서비스업은 종사자의 주당 평균 근로시간이 전산업중에서 가장 짧은 업종이다. 반면에 부동산 및 임대업은 가장 근로시간이 긴 업종으로 나타났다. 두 조사간의 근로시간 차이는 광제조업과 같이 근로시간이 안정된 업종에서는 차이가 적었다. 반면에 숙박 및 음식점업과 도매 및 소매업과 같이 업종자체의 근로시간이 가변적이고, 5인 이하의 영세 규모 사업체가 많은 업종에서는 크게 11시간 까지 차이가 나고 있다.

표1>. 산업별 주당 평균 근로시간: 경제활동인구조사와 매월노동통계조사, 2004 (Weighted)

| 산업 | 주당 평균 근로시간 | |
|-------------------|------------|--------|
| | 경제활동인구조사 | 매월노동통계 |
| 전산업 | 48.7 | 45.4 |
| 광업 | 47.2 | 43.5 |
| 제조 | 49.6 | 47.2 |
| 전기, 가스 및 수도사업 | 45.2 | 45.7 |
| 건설 | 45.7 | 43.6 |
| 도매 및 소매 | 52.2 | 43.3 |
| 숙박 및 음식점 | 56.9 | 45.5 |
| 운수 | 52.7 | 47.9 |
| 통신 | 47.9 | 41.6 |
| 금융 및 보험 | 44.3 | 40.0 |
| 부동산 및 임대 | 51.2 | 53.7 |
| 사업서비스 | 49.4 | 43.9 |
| 교육서비스 | 35.9 | 41.4 |
| 보건 및 사회복지 | 48.3 | 43.5 |
| 오락, 문화 및 운동관련 서비스 | 51.3 | 44.5 |
| 기타 공공, 수리 및 개인서비스 | 52.9 | 44.3 |

통계청. 2006. 「경제활동인구조사」 내부자료; 노동부. 2006. 「매월노동통계조사보고서」

III. 경활과 생활시간 자료연계 방법과 매칭유형 분석

1. 자료

이 장에서는 생활시간조사와 경활자료를 연계하여 측정방법에 따른 근로시간의 차이를 살펴보고자 한다. 생활시간은 2일간의 시간일지와 함께 가구와 가구원에 관한 사항도 조사하는데, 경활과 동일한 방식으로 응답자에게 지난 1주간의 주업 및 부업시간을 질문하는 자기기입식 근로시간 항목이 있다. 조사기간을 살펴보면 2004년 생활시간조사가 경우 9월 2일(목)부터 13일까지 실시되었고, 경활은 매월 15일이 포함된 1주간을 대상으로 실시된다. 생활시간조사에서 시간일지가 작성되는 실제기간은 3일부터 12일까지의 10일간이다. 응답가구를 5개조(금토, 월화, 화수, 목금, 토일)로 분할하여 조별로 정해진 일자에 각 가구의 가구원들이 2일간의 시간일지를 작성한다(<표2> 참조). 따라서 경활과 생활시간의 근로시간 간에는 많게는 2주 정도의 조사대상 기간(reference period) 차이가 날 수 있다.

표본을 살펴보면 생활시간조사는 경활 표본프레임을 이용하는데 경활의 약 1/3에 해당하는 규모로 대상가구를 추출한다. 응답대상자는 경활이 표본으로 선정된 가구의 15세 이상 가구원인 반면, 생활시간은 10세 이상 가구원 전원이라는 차이가 있다. 따라서 15세 이하를 제외하면 유사한 시기에 실시된 생활시간과 경활의 대다수 응답대상자는 동일할 것이다.

<표2>. 2004년 9월 생활시간조사와 경제활동인구조사 비교

| | 생활시간조사 | 경활조사 |
|------------|---------------------|-----------------------|
| 조사목적 | 24시간 생활시간 활용 실태조사 | 취업, 실업, 노동력 실태조사 |
| 조사기간 | 9.2-9.13.(연속 2일) | 9.19.-25. |
| 조사대상 기간 | 9.3.-9.12. | 15일이 포함된 일주간(12.-18.) |
| 표본규모 | 약 12,750가구(31,634명) | 약 30,000 가구(71,475명) |
| 조사대상 | 10세 이상 가구원 | 15세 이상 가구원 |

2. 자료연계 방법

유사한 정보를 포함하고 있는 상이한 자료원의 결과를 비교하려면 두 자료가 연계되어야 한다. Gill(2001)은 자료연계(record linkage)를 광의적인 의미에서 동일인 또는 동일한 개체와 관련된 두개 이상의 자료로 부터 정보를 합치는 과정이라고 정의하고 있다. 자료연계의 방법은 크게 완전매칭과 확률매칭 두 가지로 나뉜다. 완전매칭은 deterministic 또는 all-or-none 방법이라고도 불리는데 각각의 자료원을 연계하기 위한 단일식별자(unique identifier)가 존재하고, 식별된 자료의 질이 높을 때 유용한 방법이다. 확률매칭은 단일식별자가 존재하지 않고, 자료가 노이지(noisy)하거나 핵심변수들이 결측값을 가질 때 적절한 방법이다. 이 방법은 짹을 이루는 두개의 input file로 부터 자료들을 비교하여 두개의 자료가 정확히 연계될 수 있는지 아닌지 또는 연계가 가능한지를 확률론적 기준에 따라 결정한다(자료연계에 관한 일반적인 내용은 Gu, Baxter, Vickers and Rainsford, 2003을 보시오).

생활시간과 경활은 동일한 표본 프레임을 사용하고, 두 자료에 공통적으로 존재하는 자료들이 포함되어 있기 때문에 완전매칭기법을 사용할 수 있다. 이때 가장 중요한 사안은 동일한 응답자를 빠르고 정확하게 식별해낼 수 있는 단일식별자를 선정하는 일이다. 두 조사에는 시도번호, 조사구번호, 구역번호, 거처번호, 가구 및 가구원번호가 공통으로 존재한다. 이 변수들을 일렬로 연계할 경우 18자리 코드가 생성되는데, 이 값을 개인별 ID로 사용할 수 있다. 개인별 ID를 매칭을 위한 단일식별자로 이용하여 생활시간자료를 기반으로 경활자료를 연결한 마스터화일을 구축했다.

3. 연계자료 매칭유형 및 사례분석

1) 매칭율

단일식별자를 이용해 자료를 연계할 경우 자료는 크게 매칭과 비매칭사례로 분류되는데, 매칭사례는 다시 일관적인 매칭과 비일관적 매칭으로 나눌 수 있다.

<표3>은 마스터화일 자료의 매칭결과를 간략히 도표화 한 것이다. 첫번째 유형은 개인별 ID를 이용해서 생활시간과 경활 모두 식별이 가능했던 경우로 전체 31,643명 중 27,953명이었다. 생활시간 조사대상자중 경활에는 포함되지 않는 10-14세 인구 3,028명을 제외하면 최종 매칭율은 97.7%였다.

<표3> 연계자료 최종유형 및 매칭율

| 유형 \ 조사 | 생활시간 | 경활 | 사례수(%) |
|---------|------|----|---|
| 매칭 | A | A | 27,953(97.7%) |
| 비매칭 | A | | 653(2.3%) |
| 비일관적매칭 | A | A' | 성: 6 혼인상태: 34 교육정도: 54 경활상태: 1,103 종사상 지위: 427 직업: 397 |

2) 비매칭사례

두 번째 유형은 개인별ID가 생활시간에는 존재하지만 경활에는 없는 비매칭 사례로서 총 653명이다. 비매칭사례 발생원인과 주요 특성을 간단히 살펴보자. 비매칭이 발생한 가장 큰 요인은 두 조사 모두 최종표집단위는 가구이지만 조사기간은 최대 3주에서 1주까지 차이가 나기 때문이다. 표집단위가 가구라는 의미는 일단 한 가구가 표본으로 선정되면 조사시점의 모든 가구원이 조사대상에 포함된다는 것을 의미한다. 따라서 경활과 생활시간의 조사기간 차이가 커질수록 가구원 구성의 유동성은 증가하게 된다.

<표4>는 생활시간의 조사일자별로 마스터화일상의 전체사례와 비매칭사례의 발생빈도를 각각 나타낸 것이다. 조사일자에 따른 전체사례 빈도차는 0.3% 정도로 응답자가 일자별로 고르게 분포되어 있다. 그러나 비매칭사례의 경우 9월 초순에 최대 17.6%에서 경활조사가 실시된 9월 중순에 가까워 올수록 7.6%까지 줄어들고 있다. 다시 말해서 평균 보름정도의 조사시간 차이만 발생해도, 15세 이상 가구원구성의 2-3% 정도는 변동이 있다는 것을 의미한다.

<표4> 조사일자에 따른 전체응답자와 비매칭사례 분포

| 조사 날짜 | 비매칭 사례 | | 전체사례 % |
|-------|-----------------|-------|--------|
| | 빈도 | % | |
| 3 | 230 | 17.6 | 10.2 |
| 4 | 230 | 17.6 | 10.2 |
| 5 | 141 | 10.8 | 10.0 |
| 6 | 141 | 10.8 | 10.0 |
| 7 | 84 | 6.4 | 10.0 |
| 8 | 84 | 6.4 | 10.0 |
| 9 | 98 | 7.5 | 9.9 |
| 10 | 98 | 7.5 | 9.9 |
| 11 | 100 | 7.7 | 9.9 |
| 12 | 100 | 7.7 | 9.9 |
| 합 | 1,306(=653명*2일) | 100.0 | 100.0 |

<표5> 가구주와의 관계별 전체사례 및 비매칭 사례 분포

| 가족관계 | 비매칭 사례 | | 전체사례 % |
|------|--------|-------|--------|
| | 빈도 | % | |
| 가구주 | 193 | 29.6 | 44.2 |
| 배우자 | 103 | 15.8 | 30.2 |
| 미혼자녀 | 233 | 35.7 | 17.7 |
| 기혼자녀 | 28 | 4.3 | 1.1 |
| 손자녀 | 5 | 0.8 | 0.3 |
| 부모 | 36 | 5.5 | 4.3 |
| 조부모 | 1 | 0.2 | 0.1 |
| 미혼형제 | 22 | 3.4 | 1.2 |
| 기타 | 32 | 4.9 | 1.0 |
| 합 | 653 | 100.0 | 100.0 |

이제 비매칭사례의 특성을 개인과 지역차원에서 살펴보자. <표5>은 가구주

와의 관계별로 전체사례와 비매칭사례의 분포를 비교한 것이다. 전체사례의 빈도보다 비매칭사례의 빈도가 높으면 시간에 따라 가구원 상태의 변동이 잦았다는 것을 의미한다. 가장 변동성이 높은 경우는 미혼자녀였다. 전체표본에서 미혼자녀가 약 6명 중 1명 정도라면 비매칭사례에서는 3명 중 1명이다. 가장 안정적인 구성원 유형은 가구주의 배우자로서 전체사례에서는 30.2%를 차지하지만, 비매칭사례의 빈도는 15.8%로 낮았다.

<표6>. 비매칭사례의 개인특성별 분포

| 변수 | 항목 | 빈도(%) | 변수 | 항목 | 빈도 |
|------|-------|-------|---------|------|------|
| 성별 | 남자 | 59.0 | 교육수준 | 무학 | 6.7 |
| | 여자 | 41.0 | | 초학 | 9.8 |
| 연령 | 15-24 | 36.0 | | 중등 | 9.8 |
| | 25-34 | 21.9 | | 고등 | 35.8 |
| | 35-44 | 15.6 | | 전문대학 | 14.7 |
| | 45-54 | 8.3 | | 대학 | 20.7 |
| | 55-64 | 6.7 | | 대학원 | 2.5 |
| | 65-74 | 8.3 | 경제활동 상태 | 안했음 | 55.4 |
| | 75+ | 3.2 | | 일하였음 | 44.6 |
| 혼인상태 | 미혼 | 49.8 | | | |
| | 기혼 | 40.0 | | | |
| | 이혼/사별 | 10.3 | | | |

<표6>은 비매칭사례의 분포를 개인의 특성별로 살펴본 것이다. 비매칭사례는 주로 남자이고, 35세이하, 미혼이며, 비경제활동인구인 경우가 많았다. 이러한 특성을 가진 계층은 이동성이 높기 때문에 경활뿐만 아니라 대부분의 가구단위 조사에서도 누락되기 쉽다. 표본조사에 비해 조사기간이 상대적으로 긴 센서스에서도 유사한 경향을 발견할 수 있다. Simpson and Middleton(1997)은 미국, 캐나다, 호주, 영국의 센서스 결과를 비교한 후 누락의 주된 유형을 다음과 같이 정리했다. 유년 인구는 어릴수록 조사되기 어려운 반면, 장년인구에서는 나이가 많을수록 쉽게 조사된다. 여자보다는 남자가 누락되는 경우가 많은데, 단기간 이동자이거나 독신인 경우에 더 많은 누락이 발생한다고 한다. 한편, 농가/비농가 여부나 정규/비정규직 여부에 따른 비매칭사례 발생 빈도를 살펴봤으나 별다른 차이가 없었기 때문

에 본문에는 실지 않았다.

3) 비일관적 매칭 사례

비일관적 매칭이란 동일한 개인별ID가 생활시간과 경활에 모두 존재하기 때문에 매칭은 가능했지만, 실제 두 조사 자료의 속성값이 각기 다른 경우를 의미한다. 속성값의 차이는 두 조사중 한 조사에서 코딩오류 또는 응답자의 응답오류가 있었거나 실제로 개인의 속성에 변화가 있는 경우에 발생할 수 있다. 코딩이나 응답오류의 발생여부는 성별, 혼인상태, 교육수준과 같이 개인의 특성이 단기간에 변하기 어려운 값을 서로 비교해 보면 알 수 있다. <표7>은 매칭된 사례들 중에서 생활시간과 경활의 성별을 비교한 결과이다. 양쪽 조사에서 성별이 서로 다른 경우는 총 6명이 있었다. 생활시간의 전체표본수가 31,634명임을 고려할 때 코딩오류는 적었던 것으로 보인다.

<표7>. 매칭사례중 생활시간과 경활의 성별 비교

| 생활시간 | 경활 | | | |
|------|--------|--------|--------|---|
| | 성별 | 남성 | 여성 | 합 |
| 남성 | 12,888 | 0 | 12,888 | |
| 여성 | 6 | 15,059 | 15,065 | |
| 합 | 12,894 | 15,059 | 27,953 | |

두 조사에서 혼인상태를 살펴보면 34명의 비일관적 매칭사례들을 발견할 수 있다(<표8> 참조). 이 사례들 중 특히 코딩 또는 응답오류로 의심이 가는 셀은 생활시간상에 미혼이라고 응답했으나 경활에서는 이혼 또는 사별이라고 응답한 경우이다. 나머지 미혼에서 기혼으로 기혼에서 이혼으로의 변화등은 응답오류인지 개인의 특성 변화 때문인지 명확하지 않다.

<표8> 매칭사례중 생활시간과 경활의 혼인상태 비교

| 생활시간 | 경활 | | | | |
|-------|-------|--------|-------|--------|---|
| | 혼인상태 | 미혼 | 기혼 | 이혼/사별 | 합 |
| 미혼 | 6,339 | 5 | 1 | 6,345 | |
| 기혼 | 1 | 18,583 | 20 | 18,604 | |
| 이혼/사별 | 0 | 7 | 2,997 | 3,004 | |
| 합 | 6,340 | 18,595 | 3,018 | 27,953 | |

<표9>. 매칭사례중 생활시간과 경활의 교육정도 비교

| 생활 시간 | 경제활동 | | | | | | | | |
|-------|------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|-----|--------|
| | 교육수준 | 무학 | 초등 | 중 | 고등 | 전문대 | 대학 | 대학원 | 합 |
| | 무학 | 1,858 | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 1,861 |
| | 초등 | 4 | 3,784 | 3 | 1 | 0 | 0 | 0 | 3,792 |
| | 중 | 0 | 1 | 3,400 | 2 | 1 | 0 | 0 | 3,404 |
| | 고등 | 0 | 1 | 3 | 10,650 | 5 | 0 | 0 | 10,659 |
| | 전문 | 0 | 0 | 0 | 2 | 2,540 | 7 | 0 | 2,549 |
| | 대학 | 0 | 0 | 0 | 4 | 10 | 5,044 | 3 | 5,061 |
| | 대학원 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 | 625 | 627 |
| 합 | | 1,862 | 3,787 | 3,406 | 10,660 | 2,557 | 5,053 | 628 | 27,953 |

두 조사간에 응답자의 교육정도가 다른 경우는 총 54명 이었다(<표9>참조). 가구단위 조사에서 가구원의 교육정도는 과대평가되기 쉬운 항목이다. Digest of Education Statistics 2004는 미국의 대표적인 노동력 조사인 CPS에서 응답자가 가구원들의 교육정도를 과대보고하는 경향을 지적하고 있다(National Center for Education Statistics. 2005.) 이러한 부정확성이 발생하는 이유는 실제적으로 대표응답자가 가구원들의 정확한 교육정도를 잘 모르고 있거나, 고졸이하의 학력수준에서는 특히 혼동하는 경향이 있기 때문이다. 경활과 생활시간 조사가 미국과 다른 점은 가구원이 고졸이하인 경우 보다는 고졸이상의 학력을 혼동하는 경우가 더 많아 보인다는 점이다.

이제 비일관적 매칭결과 중에서 생활시간과 경활간의 조사기간 차이 동안 실제 응답자 특성이 변화될 수 있는 경제적인 상태를 살펴보자(<표10>참조). 응답자의 경제활동상태는 지난 일주일간의 취업여부, 구직여부 등의 질문을 통해 결정된다. 경활상태의 변화는 평균 2주간의 조사기간 차이동안 전체 매칭사례의 3.9%에 해당하는 1,103명에게서 발생했다. 참고로 2004년 9월의 비농가인구의 경제활동참가율은 61.1%, 실업율은 3.9%였다(통계청, 2006).

<표10>. 매칭사례중 생활시간과 경활의 경제활동상태 비교

| 생활시간 | 경활 | | | |
|------|--------|--------|--------|--------|
| | 경제활동상태 | 안았음 | 일하였음 | 합 |
| | 안았음 | 10,183 | 503 | 10,686 |
| | 일하였음 | 600 | 16,667 | 17,267 |
| 합 | | 10,783 | 17,170 | 27,953 |

<표11>. 매칭사례중 생활시간과 경활의 종사상지위 비교

| | | 경활 | | | | | |
|-------|--------|----|--------|-------|-------|--------|--------|
| 생활 시간 | 종사상 지위 | 무직 | 근로자 | 고용주 | 자영업자 | 무급 종사자 | 합 |
| | 근로자 | 0 | 10,062 | 12 | 65 | 47 | 10,186 |
| | 고용주 | 0 | 16 | 1,029 | 36 | 1 | 1,082 |
| | 자영업 | 1 | 54 | 55 | 3,690 | 36 | 3,836 |
| | 무급종사자 | 44 | 29 | 3 | 28 | 1,459 | 1,563 |
| | 합 | 45 | 10,161 | 1,099 | 3,819 | 1,543 | 16,667 |

경제활동인구의 종사상의 지위도 두 조사간의 시간차 동안 427명이 변화했다. 두 조사간에는 무급종사자의 지위변화가 6.7%로 가장 빈번하게 발생했고, 고용주, 자영업자, 근로자 순으로 변화가 많았다. 응답자의 종사상의 지위변화 만큼 직업도 변화를 보이고 있다. <표12>를 보면 397명이 평균 2주동안 직업의 변화를 경험했다. 특히 단순노무와 서비스업 종사자의 직업변화가 두드러진다.

<표12>. 매칭사례중 생활시간과 경활의 직업 비교

| | | 경활 | | | | | | | | | | |
|-------|-------|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|
| 생활 시간 | 직업 | 관리자 | 전문가 | 기술공 | 사무 | 서비스 | 판매 | 농업 | 기능원 | 장치 | 단순 노무 | 합 |
| | 관리자 | 349 | 1 | 7 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 359 |
| | 전문가 | 1 | 1,104 | 7 | 3 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 1,116 |
| | 기술공 | 3 | 3 | 1,443 | 7 | 1 | 3 | 0 | 2 | 0 | 3 | 1,465 |
| | 사무 | 3 | 2 | 14 | 2,146 | 12 | 4 | 2 | 1 | 1 | 3 | 2,188 |
| | 서비스 | 1 | 0 | 4 | 9 | 2,001 | 15 | 7 | 1 | 3 | 29 | 2,070 |
| | 판매 | 1 | 1 | 4 | 6 | 7 | 1,884 | 3 | 3 | 1 | 10 | 1,920 |
| | 농업 | 1 | 0 | 0 | 0 | 5 | 5 | 2,169 | 4 | 3 | 35 | 2,222 |
| | 기능원 | 0 | 1 | 1 | 2 | 2 | 2 | 5 | 1,649 | 9 | 10 | 1,681 |
| | 장치 | 0 | 0 | 0 | 6 | 0 | 2 | 4 | 7 | 1,792 | 12 | 1,823 |
| | 단순 노무 | 1 | 0 | 0 | 4 | 18 | 7 | 42 | 14 | 5 | 1,687 | 1,778 |
| | 합 | 360 | 1,112 | 1,480 | 2,184 | 2,046 | 1,923 | 2,232 | 1,682 | 1,814 | 1,789 | 16,622 |

IV. 조사방법에 따른 근로시간 차이 분석

1. 근로시간의 정의

이 장에서는 생활시간과 경활자료간의 근로시간 차이를 분석하고자 하는데, 먼저 두 조사에서 사용된 근로시간 측정방식을 살펴볼 필요가 있다. 경활에서는 일주일간의 실제 근로시간과 함께 36시간 이하의 비정규직 근로자에게는 일상적인 근로시간도 질문한다. 먼저 모든 응답자에게 15일이 포함된 1주일 동안 1시간이라도 일 한 적이 있었는지를 확인한다. 일했다고 응답한 사람에 한해 주업과 부업으로 각각 몇 시간을 일했는지를 스스로 기입하게 되어 있다.

생활시간에는 자기기입식과 시간일지의 두 가지 형태로 근로시간이 측정된다. 응답자는 가구와 가구원의 사회경제적 특성을 알아보기 위한 가구조사표와 시간일지를 모두 작성하게 되어있다. 가구조사표에는 경활과 동일하게 경제활동상태와 지난 1주간의 주업과 부업시간을 질문하는 항목이 있다. 시간일지는 응답자가 10분 간격으로 24시간 동안 자신의 활동형태를 기입하게 된다. 이때 응답자의 행동은 행동목적에 따라 9개 대분류(첫째자리), 50개 중분류(둘째자리), 137개 소분류(셋째자리) 기준에 따라 사후에 코딩하게 된다. 일과 관련된 행동은 주업과 부업으로 일한 시간뿐만 아니라 일 관련 구매활동등 7개 중분류 수준의 활동들을 포함한다(통계청, 2005). 본 연구에서는 대분류 일에 해당하는 모든 항목을 근로시간으로 정의하고자 한다.

한 가지 언급할 사안은 일과 관련된 행동들 중 과연 어디까지를 근로시간으로 정의할 것인가는 시간일지를 바탕으로 한 근로시간 연구에서 상당히 중요한 쟁점일 수 있다. 왜냐하면 근로시간 정의에 따라서 시간량의 차이가 발생하기 때문이다. Frazis와 Stewart(2004)는 근로시간 정의에 따라 ATUS의 시간일지형과 자기기입형 질문간의 근로시간 차이를 비교했다. 먼저 시간일지의 근로시간은 다음의 네 가지로 구분했다: 1) 시간일지에 유급노동 활동시간, 2) 유급노동 활동시간에 15분 이내의 휴식시간과 일관련 이동시간, 3) 2)번의 정의에 일과 관련된 모든 활동 포함하는 경우, 4) 유급노동시간을 일이 시작해서 끝날때 까지의 시간으로 정의하는 경우이다. 위의 정의에 따라 자기기입식으로 질문한 지난 1주간의 근로시간 차이를 평가한 결과 1)-3)번까지는 2.7~2.1시간 가량 차이가 나는 반면 4)번 정의에 따를 경우 자기기입식보다 시간일지가 0.6시간 정도 더 많긴 했지만 가장 유사한 결과치를 보였다고 한다.

2. 분석대상

조사방법 이외의 요인들에 의해 생활시간과 경활의 근로시간 차이가 발생하는 것을 최소화하기 위해 분석대상에서 먼저 농림어업 종사자를 제외시켰다. 응답자가 학생인 경우에 오는 영향을 줄이기 위해 20세 이상 전체 취업자 29,166명을 1차적으로 선정하였다. 전체 표본중 하루에 10분 이상이라도 일을 한 사람을 대상으로 한 행위자 23,864명으로, 이들이 최종적으로 분석에 사용되었다. 분석대상자 범위가 기존의 근로시간 연구들과 유사하기 때문에 연구결과의 직접적인 비교가 가능할 것으로 보인다(Fraize and Stewarts, 2004; 손문금, 2006).

3. 응답자 특성별 시간일지와 자기기입식 주당 평균 근로시간 차이

생활시간과 경활의 자기기입형 근로시간 응답을 통해 주당 평균 근로시간을 산출하기 위한 식은 다음과 같다.

$$\frac{\sum_{k=1}^n y_k}{n}$$

y_k : k 번째 응답자의 주당근로시간

자기기입형 주당 평균 근로시간은 모든 응답자들의 주당 근로시간을 모두 더해서 응답자수로 나누어준 것이다.

반면에 생활시간일지의 주당 평균 근로시간 산출식은 기입형과는 다음과 같은 차이가 있다.

$$\frac{\sum_{j=Monday}^{Sunday} \frac{\sum_{i=1}^{n_i} x_{ij}}{n_i}}{60}$$

x_{ij} : i 요일에 응답한 j 번째 사람의 1일 근로시간

i : Monday... Sunday

j : 1... n_i

위와 같은 산출식을 사용하게 된 이유는 요일별로 응답자분포가 일정하지 않기 때문이다. 생활시간은 표본으로 선정된 가구를 연속 2일간 5개조(금토, 일월, 화수, 목금, 토일)로 분할해서 정해진 날짜에 시간일지를 기입도록 했다. 날짜별로

응답자 분포는 동일하지만, 조사기간내 금토일이 두 번 있었기 때문에 요일별 응답자 분포는 주말이 평일에 비해 2배 가까이 많다(<표 13>참조). 따라서 이러한 요일별 응답분포의 차이를 고려해서 주당 평균 근로시간을 산출하려면 각 요일별 근로시간의 평균을 먼저 구한 후 이 값을 모두 합한 값이 시간일지 자료의 주당 평균 근로시간이 된다. 이후의 분석에서는 가중치를 사용하지 않은 결과임을 밝혀둔다.

<표13> 생활시간 응답자의 조사요일별 분포

| 요일 | 월 | 화 | 수 | 목 | 금 | 토 | 일 | 계 |
|-------|------|------|------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 빈도(%) | 9.98 | 9.96 | 9.97 | 10.14 | 20.08 | 19.92 | 19.95 | 100.0 |

이렇게 산출된 생활시간의 자기기입형, 시간일지형 및 경활의 자기기입형 근로시간 결과는 <표14>과 같다. 20세 이상 전체 취업자를 대상으로 한 주당 평균 근로시간은 생활시간의 시간일지형이 42.5시간, 자기기입형은 49.9시간이었고, 경활은 48.9시간이었다. 생활시간내 자기기입식 근로시간은 시간일지를 기준으로 볼 때 7.4시간 정도 과대평가 되고 있다. 반면에 생활시간의 자기기입식은 경활에 비해 1시간 정도 근로시간을 과소평가하고 있었다.

하루에 10분 이상 일한 사람만을 대상으로 한 행위자 주당 평균 근로시간은 생활시간내 시간일지가 49.1시간, 자기기입식이 51.5시간, 경활이 50.6시간으로 시간일지와 자기기입식의 격차는 2.4시간 정도로 크게 줄었다. 또한 경활과의 격차도 0.9시간 정도로 작아졌다.

<표14> 생활시간과 경활의 주당 평균 근로시간 비교

| | 생활시간 | | 경활 | B-A | B-C |
|-------------------|---------|---------|---------|-----|------|
| | 시간일지(A) | 자기기입(B) | 자기기입(C) | | |
| 전체 (N=29,166) | 42.5 | 49.9 | 48.9 | 7.4 | -1.0 |
| 행위자 (N=23,864) | 49.1 | 51.5 | 50.6 | 2.4 | -0.9 |

1999년 생활시간조사에서 시간일지형과 자기기입형 근로시간 차이를 연구한 손문금(2006)의 연구를 보면 생활시간이 50.5시간, 자기기입형이 53.7시간으로 두 방법 간의 차이는 약 3.2시간 정도였다*. 생활시간과 자기기입식간의 격차만

을 보면 지난 5년간 두 방식간의 근로시간 차이가 약간 줄어든 셈이다. 앞으로의 논의는 행위자 평균근로시간을 중심으로 전개하고자 한다.

정규근로자에 대한 정의차이로 인해 분석대상을 완전하게 비교하기는 어렵지만 시간일지와 자기기입식간의 근로시간 차이는 미국이나 영국에서도 발견된다(미국과 영국은 정규직 근로자 대상임). 미국은 한국과 같이 생활시간에 비해서 자기기입식이 2시간 정도 과대평가되는 반면, 영국은 되려 자기기입식이 0.6시간 정도 과소평가되고 있다.

<참고1>. 미국과 영국의 정규근로자 조사방법별 주당근로시간 차이

| | 생활시간 (미: ATUS, 영: UKTUS) | | 노동력조사 (미: CPS, 영: LFS) | B-A |
|------------------|-----------------------------|--------------------|---------------------------|------|
| | 시간일지(A) | 자기기입(B) | 자기기입(C) | |
| 미국 | 39.3 | 41.3 ^{a)} | 40.0 ^{a)} | 2.0 |
| 영국 ^{b)} | 40.2 | | 39.6 | -0.6 |

^{a)} 일상적인 유급근로시간

^{b)} 정규근로자: 교사 및 교원 주당 26시간, 그외 직종은 30시간 이상 근로자

자료: Williams, Richard. D. 2004. "Investigating Hours Worked Measurements," *Labour Market Trends*: 71-79; Frazis, Harley and Jay Stewart. "What Can Time-use Data Tell Us About Hours of Work?" *Monthly Labor Review*, December.

실제로 사람들이 시간일지에 비해 자기기입식이 근로시간을 과대평가하는 경향에 대해서는 학자들 간에도 상반되는 연구결과를 보여주고 있다. Robinson and Bostrom(1994)의 연구는 근로시간이 시간일지형에 비해 자기기입형이 과대 평가되는 경향을 보고하고 있는 대표적인 연구 중 하나다. 이들은 1965, 1975, 1985년도 생활시간 조사의 시간일지 결과와 동일한 조사에서 지난 1주간의 근로시간을 자기기입형으로 질문한 결과를 비교했다. 연구결과 근로시간의 과대응답은 일반적으로 시간일지에 비해 자기기입형 질문에서 발생하고, 남자보다는 여자가, 장시간 일하는 사람일수록 이러한 경향이 더 커진다고 보고했다.

그러나, Jacob(1998)은 자기기입식 질문에서 근로시간의 과대응답경향은 조사기준일자 차이에서 오는 일종의 평균으로의 회귀 때문일 수 있다고 Robinson

* 손의 연구가 분석대상을 20-60세 이하로 제한한 반면 이 연구는 60세 이상도 포함하고 있다 는 차이점이 있다. 그러나 전자의 방법을 사용할 경우에도 근로시간이 전반적으로 약간 높아지기는 하지만 자기기입형과 시간일지형간의 차이가 많이 줄어들지 않았다.

and Bostrom의 연구결과를 비판했다. Jacobs은 1992년 National Survey of the Changing Workforce의 응답자의 일반적인 출퇴근시간, 통근시간, 주당 근무 일수등의 자료를 이용해서 분석한 결과 다음과 같은 결과를 도출했다. 평균으로의 회귀란 지난주에 초과 근무를 많이 한 사람(자기기입형 질문의 조사기준일)일수록 이번 주에는(시간일지 작성기간) 상대적으로 적게 일하게 될 가능성이 커지는 것을 말한다. 응답자가 시간일지를 작성할 때는 상대적으로 자신의 일정에 여유가 있는 일자를 선택하고자 한다. 따라서 자기기입식 근로시간에는 지난 일주간의 근로시간량을 응답한다면, 시간일지에는 작성하는 바로 그 날짜의 근로시간을 적게 되므로, 자기기입식의 근로시간량은 시간일지의 시간량에 비해 많아질 수 있다는 것이다.

이유를 명확하게 판단할 수는 없지만 생활시간과 경향의 결과를 보면 시간일지에 비해 자기기입식의 근로시간이 과대평가되는 경향을 발견할 수 있다. 그러나 보다 중요한 사안은 시간일지형 근로시간에 비해 자기기입형을 과대평가하는 정도가 랜덤하게 발생하는 것이 아니라 <표15>에서 알 수 있듯이 응답자의 특성에 따라 일정한 편향이 나타난다는 점에 있다. 남자의 경우 자기기입식과 시간일지의 차이가 2.1시간 인데, 반해 여자는 2.9시간으로 여자가 남자보다 근로시간을 약간 더 과대평가하고 있었다.

연령이 높을수록 과대평가하는 근로시간이 점차 많아지고 있다. 20대 응답자의 경우 자기기입식에 비해 시간일지 차이가 -0.07시간으로 과소평가하고 있는데 반해, 60대 이상의 경우 5.0 시간 정도 과대평가하고 있었다. 혼인상태에 따라서도 근로시간량에 대한 평가가 차이가 있는데, 미혼자의 평가시간 차이는 -0.7시간인데 반면, 기혼자는 3.3시간에 달했다. 자기기입식의 과대평가 경향은 학력이 높을수록 적어지는 것을 알 수 있다. 고졸이하인 학력소지자들의 과대평가시간 차이가 약 3시간 전후라면, 대학졸업자 1.7, 대학원 졸업자인 경우 0.6시간 정도로 낮았다.

<표15>. 조사방법 및 응답자 특성별 주당 평균 근로시간

| 변수 | 생활시간 | | 경률 | | (b)-(a) | (b)-(c) |
|-------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 시간일자(a) | 자기기입(b) | 자기기입(c) | (b)-(a) | | |
| 성 남자 | 51.5 | 53.6 | 52.6 | 2.1 | -1.0 | |
| 여자 | 45.8 | 48.7 | 47.9 | 2.9 | -0.8 | |
| 연령 20-29 | 50.5 | 49.8 | 48.4 | -0.7 | -1.4 | |
| 30-39 | 48.7 | 51.2 | 50.5 | 2.5 | -0.7 | |
| 40-49 | 49.6 | 52.5 | 51.6 | 2.9 | -0.9 | |
| 50-59 | 48.5 | 52.3 | 51.6 | 3.8 | -0.7 | |
| 60+ | 45.7 | 50.7 | 49.4 | 5.0 | -1.4 | |
| 혼인상태 미혼 | 50.6 | 49.9 | 48.6 | -0.7 | -1.3 | |
| 배우자있음 | 48.6 | 51.9 | 51.1 | 3.3 | -0.8 | |
| 이혼 및 사별 | 50.2 | 52.1 | 50.8 | 1.9 | -1.3 | |
| 교육정도 초등이하 | 48.0 | 51.2 | 49.4 | 3.2 | -1.8 | |
| 중등 | 50.2 | 53.6 | 52.9 | 3.4 | -0.6 | |
| 고등 | 50.0 | 52.9 | 52.1 | 2.9 | -0.8 | |
| 대학 | 47.8 | 49.5 | 48.6 | 1.7 | -0.9 | |
| 대학원이상 | 46.1 | 46.7 | 46.1 | 0.6 | -0.6 | |
| 정규근로여부 36시간 미만 | 34.7 | 23.4 | 31.9 | -11.3 | 8.4 | |
| 36시간 이상 | 51.1 | 55.5 | 53.3 | 4.4 | -2.2 | |
| 고용상태 임금근로 | 50.6 | 50.2 | 49.0 | -0.4 | -1.2 | |
| 사업주 | 48.6 | 57.7 | 56.7 | 9.1 | -1.0 | |
| 자영자 | 46.4 | 54.6 | 54.0 | 8.2 | -0.5 | |
| 무급가족 | 39.1 | 49.5 | 50.8 | 10.4 | 1.3 | |
| 산업 광업 및 제조업 | 53.1 | 51.5 | 51.5 | -1.6 | -0.1 | |
| 전기, 가스 및 수도사업 | 47.8 | 46.1 | 44.2 | -1.7 | -1.9 | |
| 건설업 | 49.7 | 49.2 | 45.5 | -0.5 | -3.7 | |
| 도매 및 소매업 | 45.6 | 53.5 | 52.9 | 7.9 | -0.6 | |
| 숙박 및 음식점업 | 54.1 | 59.6 | 57.8 | 5.5 | -1.8 | |
| 운수업 | 55.8 | 54.7 | 54.0 | -1.1 | -0.6 | |
| 통신업 | 50.0 | 48.8 | 48.1 | -1.2 | -0.7 | |
| 금융 및 보험업 | 43.7 | 45.0 | 45.0 | 1.3 | 0.0 | |
| 부동산 및 임대업 | 43.8 | 54.1 | 53.2 | 10.3 | -1.0 | |
| 사업 서비스업 | 48.7 | 50.7 | 50.7 | 2.0 | 0.0 | |
| 공공행정, 국방 및 사회보장행정 | 44.7 | 48.0 | 45.9 | 3.3 | -2.1 | |
| 교육 서비스업 | 40.9 | 40.1 | 39.7 | -0.8 | -0.4 | |
| 보건 및 사회복지산업 | 49.4 | 48.5 | 48.7 | -0.9 | 0.1 | |
| 오락, 문화 및 운동관련 서비스업 | 46.8 | 54.0 | 51.8 | 7.2 | -2.2 | |
| 기타공공, 수리 및 개인서비스업 | 45.4 | 53.6 | 52.8 | 8.2 | -0.7 | |
| 가사서비스 | 40.0 | 40.6 | 41.1 | 0.6 | 0.5 | |
| 국제 및 외국기관 | 44.9 | 42.6 | 40.6 | -2.3 | -2.0 | |
| 직업 의회의원, 고위임직원 및 관리자 | 44.6 | 51.3 | 51.0 | 6.7 | -0.3 | |
| 전문가 | 47.5 | 46.7 | 46.2 | -0.8 | -0.5 | |
| 기술공 및 준전문가 | 43.9 | 45.8 | 45.7 | 1.9 | -0.2 | |
| 사무 종사자 | 47.1 | 47.9 | 46.8 | 0.8 | -1.0 | |
| 서비스 종사자 | 50.4 | 57.9 | 56.4 | 7.5 | -1.6 | |
| 판매 종사자 | 44.3 | 54.2 | 53.9 | 9.9 | -0.3 | |
| 농업, 임업 및 어업 속련 종사자 | 49.6 | 47.0 | 49.0 | -2.6 | 2.0 | |
| 기능원 및 관련 기능 종사자 | 50.5 | 51.2 | 50.1 | 0.7 | -1.1 | |
| 장치, 기계조작 및 조립 종사자 | 57.1 | 54.5 | 54.4 | -2.6 | -0.1 | |
| 단순노무 종사자 | 49.6 | 49.5 | 47.1 | -0.1 | -2.4 | |

이것은 기존의 연구결과와 차이가 있다. 2000년 ATUS와 CPS 주당 평균 근로시간을 비교한 Frazis 와 Stewart(2004)의 연구를 보면 대졸이상의 고학력자들의 과대평가 경향을 보고하고 있다. 이들의 연구는 집합적인 수준에서 학력간의 차이를 비교한 결과이다. 두 연구결과 간에 왜 이러한 차이가 발생하는지 명확하지는 않다. 그러나, 뒤에서 자세히 논의하겠지만 근로시간 평가에 있어서 개인의 학력이 주는 효과는 응답자의 다른 인구사회학적 특성들이 통제되자 사라졌다(<표16> 참조).

응답자의 경제적인 특성별로 근로시간 차이를 살펴보면 장시간 일하는 사람의 과대평가 경향이 매우 뚜렷하다는 것을 알 수 있다. 일상적으로 36시간 이상 일하는 사람의 자기기입식 과대평가시간은 4.4시간이나 되는데 반해, 36시간 이하 근로자의 평가시간은 -11.3 시간이나 적었다. 그렇다면 과연 가장 정확하게 자신의 근로시간을 보고할 수 있는 근로시간은 몇 시간 정도 일까? <참고2>를 보면 생활시간에 응답한 근로시간의 길이에 따라 시간일지와 자기기입식의 과대평가 또는 과소평가가 갈라지는 분기점은 50시간 전후였다. 한국뿐만 아니라 영국의 경우도 근로시간이 30시간 이하로 너무 적거나, 70시간 이상과 같이 너무 많으면 근로시간 보고의 정확성이 떨어진다는 것을 알 수 있다(Williams, 2004). 다만 영국과의 차이는 평가시간 정확성의 분기점이 35~39시간대로 우리보다 약 10시간 이상 낮았다는 점이다.

<참고 2>. 근로시간별 자기기입식과 시간일지상의 주당 평균 근로시간 차이

| 주당 평균 근로시간 | 자기기입과 시간일지 차이 | |
|------------|---------------|--------------------|
| | 한국(시간) | 영국(시간) |
| 1-15 | -4.6 | -6 |
| 16-24 | -3.3 | -4 |
| 25-34 | -2.4 | -1 |
| 35-44 | -1.3 | 0(35-39), 2(40-49) |
| 45-49 | -0.4 | 3 |
| 50-54 | 0.1 | 4 |
| 55-59 | 0.7 | 6 |
| 60-64 | 1.1 | 3 |
| 65-69 | 1.3 | 10(60+) |
| 70+ | 2.2 | |

자료: Williams, Richard. D. 2004. "Investigating Hours Worked Measurements," *Labour Market Trends*: 71-79.

종사상 지위가 임금근로자인 경우는 근로시간에 대한 평가가 시간일지와 거의 비슷한 반면, 나머지 사람들은 모두 근로시간을 과대평가 하고 있었는데, 무급 가족종사자가 10.4시간으로 가장 높았다. 산업별로 살펴보면 일반적으로 주당 평균 근로시간이 긴 산업에서 과대평가하는 시간이 많다는 것을 알 수 있다. 부동산 및 임대업, 기타공공 수리 및 개인 서비스업, 도소매업은 자기기입식 과대평가시간이 약 10~8시간 정도 많았다. 국제 및 외국기관 종사자, 광업 및 제조업, 전기 가스 및 수도사업 종사자는 약 -2시간 정도 근로시간을 과소평가하고 있었다.

<참고 3.> 직업별 자기기입과 시간일지 근로시간 차이: 한국과 영국

| 직업 | 자기기입과 시간일지 차이 | |
|------------------|---------------|-------|
| | 한국(%) | 영국(%) |
| 의회의원, 고위임직원, 관리자 | 14.3 | 5.8 |
| 전문가 | -2.7 | 10.9 |
| 기술공 및 준전문가 | 4.0 | 10.8 |
| 사무 종사자 | -0.6 | -2.6 |
| 서비스 종사자 | 11.9 | 12.3 |
| 판매 종사자 | 22.4 | -0.5 |
| 기능원 및 관련기능종사자 | -0.8 | -7.7 |
| 장치, 기계조작 및 조립종사자 | -4.7 | -37 |
| 단순노무 종사자 | -5.0 | -5.6 |

자료: Williams, Richard. D. 2004. "Investigating Hours Worked Measurements," *Labour Market Trends*: 71-79.

자기기입식의 과대평가 경향은 응답자의 직업에 따라서도 차이가 있다. 판매종사자, 서비스종사자, 의회의원, 고위임직원 및 관리자는 자기기입식의 근로시간 정확성이 과대평가 경향이 가장 높은 집단이다. 아마도 이러한 직업들은 유급노동과 기타 행동들의 경계가 불분명한 경우들이 많고, 시간제 임금을 받는 경우가 적기 때문에 근로시간 보고의 정확성이 다른 직종에 비해 떨어지는 것으로 보인다. 유사한 경향을 영국에서도 발견할 수 있다. <참고 2>는 직업별로 자기기입식(한국: 경활, 영국: LFS)과 시간일지간의 차이를 비율로 나타낸 것이다. 영국도 한국과 마찬가지로 자기기입식을 과대평가하는 경향은 의회의원, 기술공 및 준전문가들인데, 이 집단은 일반적으로 시간제 임금근로자의 비중이 낮다. 반면에 기능원, 장치 및 기계 종사자들은 자기기입식을 과소평가하는 경향이 있는데, 시간제 임금근로자의 비중이 높은 집단들이다(Williams, 2002)

4. 시간일지와 자기기입식 1일평균근로시간 로지스틱분석

이상은 집합적인 수준에서 시간일지와 자기기입식 근로시간 평가결과간의 차이를 살펴본 것이다. 이제 개인적인 차원에서 응답자 특성차이가 자기기입식 근로시간의 과대평가 경향을 얼마만큼 잘 설명하는지 로지스틱모형을 통해 평가해 보자. 자기기입식은 한 사람의 일주일간 평균근로시간 정보가 있는 반면, 시간일지는 최대 2일간 자료만을 가지고 있다. 두 자료를 상호비교하려면 정보의 단위가 통일되어야 한다. 본 연구에서는 자기기입식의 주당 평균 근로시간을 1/7로 나누어 평균 1일간의 근로시간 정보를 산출한 후 이를 동일인의 하루치 시간일지 시간과 비교하는 방법을 사용하였다*.

<표16>은 응답자 특성변수에 따라 시간일지에 비해 자기기입식 1일 평균 근로시간의 과대평가 경향을 로지스틱 모형을 통해 분석할 것이다. 독립변수는 자기기입식의 과대평가 여부이다. 자기기입식 근로시간에서 시간일지 시간을 뺀 값이 0보다 큰 값을 갖는 과대평가의 경우를 1로, 0이하인 과소평가를 0의 값으로 코딩했다. 모델의 회귀계수가 1보다 크면 괄호안의 준거집단에 비해 평가집단의 과대평가 경향이 더 크다는 것을 의미한다.

Model 1은 응답자의 성과 연령, 혼인상태 및 교육정도라는 인구학적인 특성에 따라서 자기기입식의 근로시간 과대평가의 상대적 위험도를 보여준다. 여자의 근로시간 과대평가 위험도는 남자에 비해서 13.9% 정도 더 높았다. 혼인상태를 보면 미혼자에 비해서 유배우자의 과대평가 위험도가 1.24배 정도 높았다. 앞의 <표15>에서는 근로시간의 과대평가 경향이 연령에 따라 높아지는 정의 상관관계를 갖는 것으로 보였지만, 모델 1에서 성과 혼인상태, 교육정도의 효과를 통제하자 과대평가 경향은 20대에 비해 50대가 가장 높다가 60세 이후에는 약간 낮아지는 것을 알 수 있다. 응답자의 교육정도가 주는 효과는 고졸자를 제외하고는 유의미하지 않았다.

Model 2에서는 인구학적 변수와 함께 경제적 변수의 일환으로 응답자의 고용상태가 추가되었다. 고용상태 변수는 모델의 설명력을 급격히 증가시켰는데, 자유도는 3정도 증가한 반면 모델의 카이스퀘어값은 853이나 증가했다. 임근근로자에 비해 사업주, 자영업자, 무급가족종사자가 자기기입식 근로시간을 과대평가하는 경향은 모두 2배 이상 높았는데, 특히 무급가족종사자의 과대평가 위험도는 2.87배가 높았다. 고용상태변수가 추가되자 연령이 주는 효과는 더이상 통계적으로 유의

* 이 방법은 Robinson과 Bostrom (1994)의 방법과는 차이가 있다. 이들은 1일간의 시간일지 자료를 주당 평균 근로시간과 비교하기 위해 인구학적으로 유사한 특성을 가진 응답자들의 요일별 일지를 모아서 일주일간의 합성일지를 만든 후 자기기입식 주당 평균 근로시간 결과와 비교했다. 이러한 방식은 집합적인 수준에서 평균을 구하는 경우 문제가 없지만 개인적 차원에서 분석을 실시할 경우 인구학적으로 유사한 사람의 일주일간의 근로시간은 유사하다는 가정을 필요로 한다.

미하지 않았던 반면, 혼인상태 효과는 오히려 증가했다.

Model 3에서 카이스퀘어값의 변화를 보면 추가된 응답자의 일상적인 근로시간의 길이변수가 자기기입식 근로시간의 과대평가 위험도를 설명하는데 영향력 있는 변수임을 알 수 있다. 36시간 이상의 정규직 근로자의 과대평가 위험도는 36시간 이하에 비해 약 3.3배 이상 더 높게 나타나고 있다.

다음 모델에서 직업변수를 넣자 인구학적인 변수들의 회귀계수에는 별다른 차이가 없지만, 고용상태변수의 효과가 전체적으로 낮아진다. 모델의 설명력 또한 현저히 증가했다. 의회의원, 고위임직원 및 관리자는 서비스와 판매직 종사자를 제외하고 다른 직업들에 비해 근로시간의 과대평가위험도가 가장 높은 집단이다. 이들에 비해 장치, 기계조작 및 조립종사자의 위험도는 약 -53%(1-0.465), 전문가는 약-38%, 사무종사자는 -36% 정도 낮았다.

마지막 모델에서는 산업변수가 추가되었다. 산업변수는 직업변수에 비해 모델의 설명력을 많이 높이지는 않았지만 몇몇 업종에서 상당히 유의미한 차이를 보여주고 있다. 광제조업은 금융 및 보험업과 전기, 가스 및 수도사업을 제외하면 다른 업종에 비해 통계적으로 유의미한 근로시간의 과대평가위험도가 가장 낮은 편이다. 과대평가위험도는 광제조업에 비해 부동산임대업과 기타공공, 수리 및 개인서비스업등 일반적으로 근로시간이 길었던 업종에서는 모두 1.9배 이상으로 가장 높았다.

Model 5에서 모든 인구경제학적 변수들이 고려되자 집합적인 차원에서는 유의미한 차이를 보였던 학력이나 연령과 같은 변수들이 근로시간의 과대평가위험도에 실제로 별다른 영향을 미치지 않았다.

여자의 과대평가위험도가 Model1에 비해 낮아졌지만 남자보다는 약간 더 높은 것을 알 수 있다. 이것은 다른 연구들과 유사한 결과이다. Robinson and Bostrom(1994)은 이러한 원인이 여성의 근로형태가 주로 파트타임과 같이 유연한 근로일정을 가지는 경우가 많기 때문에 자신의 근로시간을 정확히 보고하기 어렵기 때문이라고 설명하고 있다. 유배우자와 비임금근로자, 36시간 이상의 정규직 근로자의 과대평가 위험도는 여전히 높은 편이다.

위의 결과들은 행위자의 평균근로시간을 바탕으로 산출된 것이다. 본문에 실지는 않았으나 일관련 행동을 10분 이상 한 행위자와 하지 않은 사람을 모두 포함하고 있는 전체표본(29,166명)을 대상으로도 동일한 변수를 이용한 로지스틱 분석이 실시되었다. 결과는 행위자 표본과 유사했으나 정규근로여부가 주는 효과가 행위자 표본의 반이하로 줄어들었다. 이것은 생활시간조사일자에 행위자가 아니었던 사람은 일상적으로 36시간 이상 일하는 경우가 드물다는 것을 의미한다. 요약하자면 생활시간에 비해 자기기입식의 근로시간 과대평가 경향은 응답자의 정규근로여부, 고용상태, 직업뿐만 아니라 성과 혼인상태에 따라서도 차이를 보이고 있다.

<표16> 응답자 특성별 자기기입식 근로시간 과대평가위험도

| 변수 | | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 4 | Model 5 |
|------------------|----------------------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 상수 | | .670 | .659 | .211 | .297 | .271 |
| 성 | (남자) | | | | | |
| | 여자 | 1.139** | 1.098** | 1.256** | 1.041 | 1.088* |
| 연령 | (20-29) | | | | | |
| | 30-39 | 1.197** | 1.095 | 1.120* | 1.101 | 1.111 |
| | 40-49 | 1.235** | .977 | .982 | .956 | .963 |
| | 50-59 | 1.436** | .987 | 1.014 | .956 | .945 |
| | 60+ | 1.292** | 1.109 | 1.279** | 1.157 | 1.100 |
| 婚姻 상태 | (미혼) | | | | | |
| | 유배우 | 1.267** | 1.158* | 1.169** | 1.167** | 1.196** |
| | 사별, 이혼 | 1.150 | 1.166* | 1.167* | 1.118 | 1.128 |
| 교육정도 | (초졸이하) | | | | | |
| | 중졸 | 1.053 | 1.021 | .983 | 1.018 | 1.019 |
| | 고졸 | 1.113* | 1.065 | 1.024 | 1.063 | 1.060 |
| | 대졸 | 1.039 | 1.033 | 1.018 | 1.080 | 1.102 |
| | 대학원 이상 | .814 | .904 | .918 | 1.059 | 1.010 |
| 고용상태 | (임금근로) | | | | | |
| | 사업주 | | 2.601** | 2.627** | 2.049** | 1.916** |
| | 자영자 | | 2.150** | 2.350** | 1.992** | 1.764** |
| | 무급가족 | | 2.873** | 3.323** | 2.649** | 2.377** |
| 정규근로 | (36시간 미만) | | | | | |
| 시간 | 36시간 이상 | | | 3.311** | 3.360** | 3.346** |
| 직업 | (의회의원, 고위 임직원 및 관리자) | | | | | |
| | 전문가 | | | | .611** | .596** |
| | 기술공 및 준전문가 | | | | .751** | .700** |
| | 사무 종사자 | | | | .638** | .609** |
| | 서비스 종사자 | | | | 1.225* | .976 |
| | 판매 종사자 | | | | 1.394** | 1.339** |
| | 농업, 임업 및 어업 숙련 종사자 | | | | .458 | .391 |
| | 기능원 및 관련 기능 종사자 | | | | .687** | .642** |
| | 장치, 기계조작 및 조립 종사자 | | | | .465** | .474** |
| | 단순노무 종사자 | | | | .856 | .761* |
| 산업 | (광업 및 제조업) | | | | | |
| | 전기, 가스 및 수도사업 | | | | | .624* |
| | 건설업 | | | | | 1.190** |
| | 도매 및 소매업 | | | | | 1.255** |
| | 숙박 및 음식점업 | | | | | 1.307** |
| | 운수업 | | | | | 1.132 |
| | 통신업 | | | | | .940 |
| | 금융 및 보험업 | | | | | .602** |
| | 부동산 및 임대업 | | | | | 1.979** |
| | 사업 서비스업 | | | | | 1.182* |
| | 공공행정, 국방 및 사회보장행정 | | | | | 1.316** |
| | 교육 서비스업 | | | | | 1.017 |
| | 보건 및 사회복지산업 | | | | | .950 |
| | 오락, 문화 및 운동관련 서비스업 | | | | | 1.666** |
| | 기타공공, 수리 및 개인서비스업 | | | | | 1.918** |
| | 가사서비스 | | | | | 1.665* |
| | 국제 및 외국기관 | | | | | .744 |
| 자유도 | | 11 | 14 | 15 | 24 | 40 |
| Model qui-square | | 180.4 | 1033.9 | 1799.6 | 2347.0 | 2584.6 |

5. 생활시간과 경활의 주당 평균 근로시간 차이

이제 응답자의 특성에 따라 경활과 생활시간간의 근로시간 차이 정도를 로지스틱 모형을 통해 평가해 보자. 독립변수는 경활과 생활시간의 자기기입식간의 주당 평균 근로시간 차이 정도이다. 이 차이가 1표준편차 이하이면 준거집단(0으로 코딩)으로, 1표준편차 이상이면 조사에 따라 근로시간의 유동성이 높은 비교집단(1로 코딩)으로 정의했다. 이 분석의 목적은 생활시간과 경활간의 평균 2주 정도의 시간차 동안 근로시간의 변동폭이 큰 집단의 특성을 파악하는 것이다. 이를 통해 경활과 생활시간의 측정차이를 발생시키고 있는 응답자차원의 요인을 파악해 볼 수 있다.

<표 17>의 Model 1은 응답자의 인구학적인 요인만으로 경활과 생활시간 간의 근로시간의 차이 정도를 설명하는 모델이다. 이 모델에서는 성과 교육정도가 유의미한 영향력을 보여주고 있다. 여자가 남자에 비해 두 조사간의 근로시간 차이가 클 확률은 8.7% 정도 더 낮았다. 학력이 높아지면서 두 조사간의 차이 정도가 줄어들었다. 초졸이하에 비해 대졸자가 두 조사에서 근로시간 차이가 클 확률은 -41%, 대학원 졸업자는 -53% 정도로 낮았다.

Model 2에서는 인구학적 변수와 함께 경제적인 변수들이 추가되었다. 경제적 변수들이 추가되자 두 조사간의 차이가 클 확률은 여자가 남자보다 약간 더 낮아졌고, 연령이 높아질 수록 확률이 낮아지고 있다. 근로시간 차이가 클 확률은 인구학적 요인보다는 응답자의 경제적 특성에 따라 많은 차이를 보이고 있는데, 특히 정규근로 여부가 중요한 영향력을 행사하고 있다. 일상적으로 36시간이상 일하는 사람은 36시간 이하로 일하는 사람에 비해서 경활과 생활시간간의 차이가 클 확률이 -66% 정도 더 낮았다. 임금근로자에 비해서 자영업자가 생활과 경활간의 근로시간 차이가 클 확률이 1.48배로 다른 고용상태에 비해 가장 높았다.

<표17> 응답자특성별 생활시간과 경활의 근로시간 차이수준 위험도

| | 변수 | Model 1 | Model 2 |
|------|---------------------|---------|---------|
| 상수 | | .370 | .726 |
| 성 | (남자) | | |
| | 여자 | .913** | .848** |
| 연령 | (20-29) | | |
| | 30-39 | .978 | .889 |
| | 40-49 | .971 | .833* |
| | 50-59 | .972 | .796** |
| | 60+ | 1.082 | .772** |
| 혼인상태 | (미혼) | | |
| | 유배우 | 1.061 | 1.038 |
| | 사별, 이혼 | 1.153 | 1.112 |
| 교육정도 | (초졸이하) | | |
| | 중졸 | .986 | 1.037 |
| | 고졸 | .780** | .881** |
| | 대졸 | .599** | .862** |
| | 대학원 이상 | .466** | .842 |
| 고용상태 | (임금근로) | | |
| | 사업주 | | 1.171* |
| | 자영자 | | 1.487** |
| | 무급가족 | | 1.334** |
| 정규근로 | (36시간 미만) | | |
| 시간 | 36시간 이상 | | .334** |
| 작업 | (의회의원, 고위임직원 및 관리자) | | |
| | 전문가 | | 1.051 |
| | 기술공 및 준전문가 | | .861 |
| | 사무 종사자 | | .828 |
| | 서비스 종사자 | | 1.396* |
| | 판매 종사자 | | 1.234 |
| | 농업, 임업 및 어업 속련 종사자 | | 1.092 |
| | 기능원 및 관련 기능 종사자 | | 1.109 |
| | 장치, 기계조작 및 조립 종사자 | | .997 |
| | 단순노무 종사자 | | 1.333* |
| 산업 | (광업 및 제조업) | | |
| | 전기, 가스 및 수도사업 | | .183** |
| | 건설업 | | 1.664** |
| | 도매 및 소매업 | | 1.054 |
| | 숙박 및 음식점업 | | 1.225* |
| | 운수업 | | 1.246** |
| | 통신업 | | .863 |
| | 금융 및 보험업 | | .856 |
| | 부동산 및 임대업 | | 1.381** |
| | 사업 서비스업 | | 1.054 |
| | 공공행정, 국방 및 사회보장행정 | | 1.041 |
| | 교육 서비스업 | | .501** |
| | 보건 및 사회복지산업 | | .569** |
| | 오락, 문화 및 운동관련 서비스업 | | 1.338** |
| | 기타공공, 수리 및 개인서비스업 | | .860 |
| | 가사서비스 | | .654 |
| | 국제 및 외국기관 | | .478 |
| | 자유도 | 11 | 40 |
| | Model qui-square | 196.3 | 1337.2 |

산업을 살펴보면 광제조업에 비해 전기, 가스 및 수도사업 종사자들이 두 조사간의 차이가 클 확률은 18.3% 정도로 가장 낮았고, 교육서비스와 보건 및 사회 복지산업에서도 50% 정도로 낮았다. 반면에 건설업과 부동산 임대업, 숙박 및 음식점업은 생활기간과 경활간의 근로시간 차이가 각각 1.66배, 1.38배 이상 높았다. 요약하자면 경활과 생활시간간에 근로시간 차이가 클 확률은 응답자의 경제적인 요인 특히 정규근로 여부와 고용상태 및 산업에 따라 많은 차이를 보이고 있었다.

IV. 결론 및 제언

노동통계의 한 축을 구성하는 근로시간통계의 목적은 노동시장에 참여하는 사람들의 수와 그들이 투입하는 시간량이 시간에 따라서 어떻게 변화하는 지에 대해 정확한 정보를 제공하는 것이다. 전 세계적으로 국가통계기관과 민간연구자들은 경활과 유사한 노동력조사(Labor force survey)에서 측정되는 근로시간의 정확성을 평가하기 위해 다양한 자료들을 동원하고 있다. 영국이나 미국과 같이 노동력조사와 생활시간자료 또는 사업체단위 조사를 비교하는 경우도 있고, 핀란드와 같이 행정자료와 개인단위조사를 연계해서 측정의 정확성을 확인하기도 한다(Frazis and Stewart, 2004: Williams, 2004: Keinanen, 2003).

이 연구는 새로운 근로시간 통계의 자료원으로서 생활시간 조사의 유용성과 생활시간을 이용하여 경활의 근로시간 측정의 정확성을 새롭게 조명해 보았다. 통계청의 생활시간은 다수의 해외 국가통계기관들이 사용하고 있는 조사방법과 개념을 채택하고 있기 때문에 자료의 국제비교가능성이 상당히 높은 편이다. 한 가지 특이한 사항은 통계청의 생활시간조사는 일본과 미국을 제외하면 표본규모가 가장 큰 편이라는 점이다. 이것은 적합한 표본의 규모를 산정할 때 지역별 공표에 적합한 크기를 염두해 두었기 때문인 것으로 판단된다. 그러나 생활시간은 한국과 같이 영토가 넓지 않은 나라에서는 지역별 차이보다는 조사시기와 계절적인 요인에 따라 더 많은 차이가 발생할 것으로 보인다. 현재 생활시간은 5년에 한번 전국적으로 시행되고 있다. 앞으로 표본을 12개월 또는 4계절로 분할하여 조사가 실시된다면 현재의 표본규모를 유지하면서도 조사결과의 유용성은 더욱 높아질 수 있을 것으로 보인다. 이 조사가 응답자 부담이 높은 조사임을 고려할 때 조사결과의 유용성을 향상시킬 수 있는 방안들이 다각도로 모색되어야 할 것이다.

동일한 응답자로부터 시간일지의 일 관련 활동시간과 자기기입형 주당 평균 근로시간과 비교하게 되면 조사대상기간이 가장 유사한 시점에서 두 측정방법의 효과를 평가할 수 있다는 장점이 있다. 생활시간과 경활에 존재하는 시도, 시군구,

조사구, 가구 및 가구원 코드를 연계하여 단일식별자를 생성하고, 두 조사간의 완전 매칭을 실시하였다. 매칭율은 전체 97.7%였고, 나머지 비매칭사례는 주로 생활시간과 경활사이에 평균 2주간의 조사기간 차이 동안 가구원 변동으로 인해 발생되었다. 매칭은 이루어 졌으나 응답자의 특성이 동일하지 않았던 비일관적 매칭의 경우 코딩이나 응답오류보다는 실제 특성 변화가 주요 원인인 것으로 보인다.

생활시간내 시간일자와 자기기입식의 주당 평균 근로시간을 비교해 보면 자기기입식이 약 2.4시간 정도 근로시간을 과대평가하는 경향이 있다. 이러한 경향은 응답자가 여자이거나, 유배우자인 경우와 같이 인구학적인 특성에 따라서도 차이가 나지만, 가장 큰 영향을 미치는 변수는 일하는 시간의 길이였다. 따라서 근로시간의 과대평가 경향은 평균적으로 일하는 시간이 긴 업종인 부동산임대업과 기타 공공, 수리 및 개인서비스업 및 도소매업에 종사자에게서 가장 많이 발견할 수 있다. 또한, 시간제 임금의 비중이 적고, 유무급노동과 기타행동을 명확히 구분하기 어려운 비임금노동자와 의회의원, 고위임직원 및 관리자 또는 서비스와 판매직종의 종사자들은 자신의 근로시간을 과대평가하는 경향이 있었다.

측정방법이 유사한 생활시간과 경활의 자기기입식 주당 평균 근로시간을 비교해 보면 후자가 약 1시간 정도 과소평가되고 있다. 개인적인 차원에서 두 조사간에 시간 차이가 크다는 말은 응답자의 주별 근로시간의 변동폭이 크다는 것을 의미한다. 두 조사간에 차이가 클 확률은 주로 응답자의 경제적인 요인에 의한 영향이 컸다. 일상적으로 36이상 일하지 않는 비정규근로자인 경우, 자영업자나 무급가족 종사자인 경우, 건설업과 부동산 임대업, 숙박 및 음식점업 종사자등 업종차체가 근로시간의 유동성이 큰 집단에서 두 조사간의 차이가 커지고 있다.

집합적인 수준에서 경활과 생활시간간의 근로시간 차이가 시기적인 요인(예, 추석 명절등)에 의한 것인지 현재로서는 명확하지 않다. 한 가지 추론 가능한 요인 중 하나는 두 조사간에 자기기입식 근로시간 질문이 놓인 맥락적 차이 때문일 수도 있다. 경활은 응답자의 취업과 실업상태를 구별하기 위한 구체적인 질문들이 단계적으로 제기되고, 근로시간이 질문된다. 그러나 생활시간의 경우 경활의 단계적인 질문중 일부가 축소된 형태에서 취업상태 여부를 확인한 후 근로시간을 질문하기 때문이다. 그러나 이러한 질문의 맥락적인 영향은 보다 종합적인 검증 후에야 명확해 질것으로 보인다.

생활시간과 경활의 근로시간을 비교해본 결과 자기기입식 측정결과가 시간일자와 유사한 것을 알 수 있었다. 시간일지 작성에 따른 응답자 부담을 고려한다면, 전체적인 근로시간을 측정하는데 있어서 자기기입식의 측정방법은 분명 효율적인 방법이다. 그러나 생활시간과의 비교를 통해서 자기기입식 결과내에 응답자의 인구경제학적인 특성에 따른 차이가 존재한다는 점이 밝혀졌다. 특히 응답자의 경

제적인 상태가 장시간 일하거나 임금근로자가 아닌 경우 자신의 근로시간을 정확하게 평가하기가 어렵다는 문제가 있다. 또한 생활시간과 경활의 평균 2주라는 측정 기간 차이 동안에 발생한 약 4%에 해당하는 응답자의 경활상태의 변화 또한 평균 근로시간의 변동으로 이어지게 될 것이다.

향후 근로시간 조사에서는 장시간 일하거나 근로시간의 변동성이 큰 집단의 보고의 정확성을 높이기 위해 집중적인 관리 방안이 마련되어야 할 것으로 보인다. 장시간 일하는 사람에게는 확인질문을 추가하거나 타임시트를 통해 실제 근로 시간을 마킹하게 하는 등의 부가적인 방법들이 동원되어야 할 것으로 보인다 (타임시트의 활용사례는 UKTUS를 참고하시오).

생활시간 자료의 활용도를 높이기 위해서는 기존의 시간일지 외에 새롭게 시도되고 있는 생활시간 조사방법을 부분적으로 활용하는 병행조사(mixed mode)도 고려할 필요가 있다. 대표적인 예가 하루생활재구성법(Day Reconstruction Method)이나 경험샘플링방법(Experience Sampling Method)이다. 전자는 하루의 생활을 시간에 따라 여러 개의 에피소드로 구분한다. 각 에피소드에 대해 시작한 시간과 끝시간, 어디서, 누구와, 어떤 느낌을 가졌는지를 정형화된 질문지를 통해 응답하는 방법이다. 이 방법의 장점은 시간과 활동이라는 객관적인 정보만 있는 시간일지에 행위자의 주관적인 감정에 대한 정보도 함께 담을 수 있다는 장점이 있다 (Kahneman, Krueger, Schkade, Schwarz, and Stone, 2004; 장재윤, 2006). 경험샘플링법은 응답자에게 지급된 호출기 또는 손목시계등 전자적 장치를 통해서 하루 중 랜덤하게 부저가 울리면, 응답자가 그때의 행동과 장소, 기분등을 기록하도록 하는 방법이다(Csikszentmihalyi and Larson, 1987). 앞으로는 생활시간 자료의 내용과 수집방법을 개선하기 위해 다양한 방법들의 도입을 여러 각도에서 검토해 볼 필요가 있다.

참고문헌

- 노동부. 2006. 『매월노동통계조사보고서』 각 년도.
http://laborstat.molab.go.kr/newWeb/intro/sub1/sub01_01.jsp?PageNum=1
- 손문금, 2005. "시간일기와 자기기입식 시간측정의 비교: 성별, 종사상 지위별 유급노동시간을 중심으로." 제7회 한국노동패널 학술대회 논문집.
- 장재윤, 2006. "일상재구성법(DRM)을 통해 살펴본 직장인들의 삶의 질," 한국조사연구학회 2006년도 춘계학술대회 발표논문집.
- 통계청, 2005, 『2004 생활시간조사보고서: 제 1권 생활시간량편』 .
- , 2006. 『경제활동인구조사』, KOSIS (<http://kosis.nso.go.kr/>).
- Csikszentmihalyhi, M. and Larson, R. "Validity and Reliability of the Experience-Sampling Method." *Journal of Nervous and Mental Disease*, 1987, 175:526-536
- Frazis, Harley and Jay Stewart. "What Can Time-use Data Tell Us About Hours of Work?" *Monthly Labor Review*, December .
- Gill, L. 2001. "Methods for Automatic Record Matching and Linking and Their Use in National Statistics." *National Statistics Methodology Series* No. 25, London. Office for National Statistics in UK.
- Jacobs, Jerry A. 1998. "Measuring Time at Work: Are Self-reports Accurate?" *Monthly Labor Review*, December: 42-53.
- Kahneman, D., Krueger, A. B., Schkade, D., Schwarz, N., & Stone, A. A. 2004. A Survey Method for Characterizing Daily Life Experience: The Day Reconstruction Method (DRM). *Science*, December:, 1776-1780.
- Keinanen, Paivi. 2003. "Working Time Statistics in Finland" presented in Paris Group Meeting. UK: London.
- Gu, Lifang, Rohan Baxter, Deanne Vickers and Chris Rainsford, 2003. "Record Linkage: Current Practice and Future Directions," Technical Report 03/83, April, CSIRO Mathematical and Information Sciences.
- National Center for Education Statistics. 2005. Digest of Education Statistics 2004. (http://nces.ed.gov/programs/digest/d04/sources_4.asp#024)
- Robinson, John and Ann Bostrom. 1994. "The Overestimated Workweek? What Time Diary Measures Suggest," *Monthly Labor Review* August: 11-23.
- Robionson and Gershuny, 1994. "Measuring Hours of Paid Work: Time-Diary vs. Estimate Questions," *Bulletin of Labour Statistics* 1: 11-17.

Simpson, Stephen and Elizabeth Middleton. 1997. "Who is Missed by a National Census? A Review of Empirical Results from Australia, Britain, Canada, and the USA." Working Paper 2. Manchester: Centre for Census and Survey Research, University of Manchester.

Williams, Richard. D. 2004. "Investigating Hours Worked Measurements," *Labour Market Trends*: 71-79.

-----, 2002. "Hours Worked: A Comparison of Estimates from the Labour Force and New Earning Surveys," *Labour Market Trends*. August: 429-42.