

자기기록식 반정량 식이섭취 빈도조사의 신뢰도 및 타당도 연구

- 서울지역 중년 남성을 대상으로 -

김미경[†] · 이상선 · 안윤옥*

한양대학교 가정대학 식품영양학과, 서울대학교 의과대학 예방의학교실*

Reproducibility and Validity of a Self-Administered
Semiqualitative Food Frequency Questionnaire
among Middle-Aged Men in Seoul

Mi Kyung Kim[†], Sang Sun Lee, Yoon Oak Ahn*

Department of Food and Nutrition, Hanyang University, Seoul, Korea

Department of Preventive,* College of Medicine, Seoul National University, Seoul, Korea

ABSTRACT

This study evaluated the reproducibility and validity of the self-administered semiqualitative food frequency questionnaire used in a large prospective cohort study(Korean Cancer Research Survey) in middle-aged men. The questionnaire was administered twice at an interval of approximately two years(December, 1992 – January, 1995), and four or five 24-hour recalls for each subject were collected at intervals of approximately three months.

The results were as follows :

1) Although the distributions of the data estimated by the questionnaire were somewhat wider, the mean nutrient intakes of group estimated by our questionnaires and the multiple 24-hour recalls were roughly comparable.

2) The reproducibility determined by correlation of absolute(unadjusted nutrient intake) and calorie adjusted nutrient intakes from two semiqualitative food frequency questionnaires were more than 0.5, and the weighted kappa values were more than 0.4.

3) The Pearson correlation coefficients between unadjusted nutrient intakes values were average 0.40 on the average(Ca, 0.13 – Carbohydrate, 0.58) at the first questionnaire vs. 24-hour recalls, and 0.28 at the second questionnaire vs. 24-hour recalls. The Spearman rank order correlation coefficients were similar. When energy intake was adjusted, there was a slight reduction : 0.28 aveage on the first questionnaire, 0.25 average on the second. In order to correct the measurement error of 24-hour recall data, the deattenuated correlation coefficient was calculated. It averaged 0.53 on the first questionnaire, 0.37 on the second questionnaire for unadjusted nutrient intake. For calorie-adjusted nutrient intake, it averaged 0.44 on the first questionnaire, 0.37 on the second questionnaire.

4) There was lower agreement($k_w < 0.4$) between the questionnaires and the 24-hour recalls. And the subjects classified in the same quartile by 24-hour recalls and first questionnaire were

*교신저자 : 김미경, 133-791 서울시 성동구 행당구 17 전화) 02) 290-0660, 팩스) 02) 295-1116

average 37%(energy-adjusted values) and 40%(unadjusted values) on the average. More than 10%(average) of subjects were in the extreme quartile of the questionnaire and 24-hour recall method. But 8.2%(average) of subjects classified in the lowest quartile of unadjusted nutrient intake level by the 24-hour recalls were in the highest quartile by the first questionnaire. These data indicate that our self-administered semiquantitative food frequency questionnaire is reproducible. Correlation coefficients comparing nutrient intakes measured by two different dietary assessment methods were less than 0.5. The validity of our questionnaire is not high enough. (*Korean J Community Nutrition* 1(3) : 376~394, 1996)

KEY WORDS : semiquantitative food frequency questionnaire · validity · reproducibility · calorie-adjusted nutrient intake · deattenuation.

서 론

생활습관이 주요한 건강 결정요인(determinants)의 하나라는 것은 널리 알려져 있는 사실이다. 특히 과거의 급성전염병시대보다는 현재의 소위 성인병시대에 식생활이 건강에 미치는 영향은 더욱 커지고 있어 최근 식이와 질병과의 관련성을 규명하기 위한 연구가 활발히 진행되고 있는 추세이다(안윤옥 1993). 식이와 질병과의 관련성에 관한 연구는 이미 오래전에 특정영양소의 결핍으로 발생하는 괴혈병이나 펠라그라, 구루병 등의 연구에서 시작되었다(Willett 1990).

최근에 식습관과 관련성이 있다고 짐작되는 건강장애는 이전의 결핍성 질환은 감소하였으며 편식성 또는 과다한 음식섭취 습관으로 인한 질병은 증가하고 있다. 우리나라 국민의 주요 사망 원인인 암, 고혈압, 동맥경화, 당뇨병 등은 식생활과 관련성이 있는 대표적인 질환들이다(대한통계협회 1994). 그러나 이러한 질병의 발병요인으로서 식이가 어떻게 발병에 관여하는지 명확한 기전이나 과정은 그 학문적 지식이 아직 불충분하다. 식이요인과 질병 또는 건강과의 관련성을 인구집단을 대상으로 규명하는 영양역학(Nutritional Epidemiology) 연구 방법은 기존의 실험실적 연구방법으로 밝힐 수 없었던 음식 및 영양소와 질병과의 관련성을 보고하고 있어 (Byers 등 1984; Hinds 등 1984; Willett, MacMahon 1984; Willett 등 1987), 특정질병의 발병요인이 식이와 상관되어 있는지 여부를 규명할 수 있는 방법으로 인정되고 있다.

영양역학연구에서는 무엇보다도 식이요인에 폭넓된

정도를 측정할 수 있는 적절한 방법이 있어야 한다. 그러나 식이와 질병과의 관계는 다른 요인과 질병과의 관계 보다 더욱 복잡하게 얹혀있고 다른 어떤 것보다 그 요인 측정에 많은 제한이 있어 식이와 질병과의 관련성 평가를 어렵게 한다(Willett 1990). 만일 식이요인을 측정하는 방법이 실제 폭로된 정도를 정확하게 파악할 수 있는 방법이 아니라면 이러한 방법을 이용하여 얻은 결과 또한 신뢰할 수 없을 것이다.

대부분의 역학 연구에서 식이요인 측정은 수백명 혹은 수천명 등 다수를 대상으로 하기 때문에 제한된 시간과 비용 및 인력을 적절히 이용할 수 있는 방법이어야 하며, 그 타당성(validity)과 신뢰성(reliability)을 인정할 수 있어야 한다. 또한 지금까지 식습관과 관련성이 있다고 짐작되는 질환들은 잠재기간이 긴 만성질환들로서 단기간 보다는 장기적으로 식생활에 영향을 받는 것으로 생각된다. 따라서 식이요인 측정 방법은 단기간 보다는 장기간의 식생활을 반영할 수 있는 방법이어야 한다.

식이요인 측정에는 식이 일지법(diet record), 24시간 회상법(24-hour recall), 식이력 조사법(dietary history method), 식품빈도조사법(food frequency method) 등이 주로 사용되어 왔다. 이를 중 24시간 회상법이나 식이일지법은 장기간 동안 반복측정하지 않는다면 일상식이를 반영하기 어렵고 이러한 반복측정은 역학연구에 적합하지 못하다. 식이력 조사법은 가장 일상 식이 섭취를 잘 반영하는 방법이지만 조사방법 자체의 복잡성 때문에 역학연구에 이용하는데는 많은 어려움이 있다. 따라서 서구 여러나라에서는 식이요인 측정에 식품섭취 빈도조사법을 채택하여 빈도조사설문 작성을 위한 기준을 마련하고자 하였다(Block 등 1984; Hankin 등 1968).

또한 특성이 서로 다른 인구 집단을 대상으로 자체 개발한 방법의 타당성(Browe 등 1966 : Goldbohm 등 1994 : Hankin 등 1970 : Hankin 등 1975 : Hunt 등 1979 : Jain 등 1982 : Jensen 등 1984 : Mares-Perlman 등 1993 : Pietinen 등 1988 : Rothenberg 등 1994 : Willett 등 1987 : Willett 등 1988) 및 신뢰성(Byers 등 1983 : Byers 등 1987 : Colditz 등 1987 : Hankin 등 1983 : Pietinen 등 1988 : Rohan Potter 1984 : Willett 등 1985)을 규명하기 위한 연구들을 진행하였다. 이들 결과를 종합하여 볼 때 논란의 여지는 있으나 반정량 식이섭취 빈도조사 방법이 인구집단의 식이섭취 상황을 파악하기에는 적합하며, 역학연구에서 식이요인 측정방법으로 이용 가능하다고 하였다(Browe 1966 : Hankin 등 1975 : Jain 등 1982 : Rimm 등 1992 : Willett 등 1985 : Willett 등 1987). 또한, 구체적인 설문 구성 부분들의 유용성에 관한 문제, 식이자료에 대한 분석과 해석상의 문제 등 식이조사방법에 관한 세부적인 연구도 활발히 진행되고 있다(Clapp 등 1991 : Faggiano 등 1992 : Willett 1990).

우리나라에서 지난 60년대 영양조사가 시작된 이래 식이섭취에 관한 연구는 국민영양조사나 집단 혹은 개인의 영양상태 평가에 대한 조사가 주를 이루었고 조사방법들이 외국의 타당도 연구 등의 결과를 인용하여 국내에 그대로 적용한 것이 대부분이다. 음식의 섭취 형태는 환경적, 문화적 특성에 따라 매우 다른 특성을 가지고 있다. 따라서 특성이 전혀 다른 외국의 연구 결과를 우리나라 국민을 대상으로 하는 역학 연구에 그대로 적용할 수는 없다. 최근 우리나라에서도 식이조사방법의 비교 연구 등 방법 자체에 관한 연구가 이루어지고는 있으나(김미경 등 1994 : 김미경 1996 : 김석영과 윤진숙 1991 : 김혜경 · 윤진숙 1989 : 백희영 등 1995 : 안윤옥 1993 : 이성국 1993 : 한국식품공업협회 식품연구소 1988b : 한명희 등 1995) 극히 미비한 실정이다.

본 연구는 서울지역 40~50대 중년 남성을 대상으로 코호트를 구축하면서 기준 상황조사에 사용한 자기기록식 반정량 식이섭취 빈도조사의 타당성과 신뢰성을 평가하는데 있다. 타당성(validity)을 평가하는 기준으로는 24시간 회상법을 복수로 시행하여 산출한 결과를 이용하였고, 신뢰성(reproducibility)은 1년 이상의 시간간격을 두고 재조사한 결과와의 일치정도로 평가하였다.

조사대상 및 방법

1. 조사 대상 및 시기

조사대상은 서울지역의 공무원 및 사립학교 교직원의 헌혈 피보험자 집단 중 한국인 암질환 예방을 위한 코호트로 구성되어 있는 만 40~59세 중년 남성의 일부이다. 대상자 선정은 기준상황조사(baseline survey)를 실시한 후 회송된 설문을 검토하여 설문지 완결도 확인 작업 과정에서 완결군/전화확인군/재조사군으로 분류하고 104명을 무작위 선정하였다.

대상자 104명중 1차 24시간 회상에 101명이 참여하였으며, 88명이 4~5차에 걸친 식이조사를 완성하였다. 88명중 9명이 기준상황조사 설문을 완성하지 못하였거나 4~5회의 24시간 회상 자료 중 일상식이와 상이한 식이를 섭취한 회상을 제외하였을 때 4회의 회상자료를 확보하지 못하였다. 신뢰도 평가를 위한 기준상황조사 설문지의 재설문에는 73명이 응답하였고 기준상황조사 설문, 디중 24시간 회상, 재설문을 모두 완성한 대상자는 63명이었다. 따라서 본 연구의 자료분석에는 63명만 포함하였다. 본 연구에 참여한 대상자들은 90%이상

Table 1. General characteristics of subjects (N=63)

General characteristics	No. of subjects	Percentage
Age(yrs)		
≤44	18	28.6
45 ~ 49	15	23.8
50 ~ 54	20	31.7
≥55	10	15.9
Education level (years completed)		
≤11	4	6.3
12 ~ 15	29	46.1
≥16	30	47.6
Body mass index ¹⁾		
<20	8	12.7
20 ~ 24	43	68.3
≥25	12	19.0
Occupation		
professional	20	31.7
office worker	34	54.0
laborer	9	14.3

1) Body mass index calculated by Quetelet index
Quetelet index = weight(kg)/height(m²)

이 고등학교 졸업이상의 교육을 받았으며, 68.3%가 신체지수 20~24의 정상범위에 있었고, 85.7%가 사무직이나 전문직에 종사하고 있었다(Table 1).

2. 조사내용 및 방법

1) 조사 내용

기준 상황 조사에는 반정량 식이섭취 빈도조사 이외에도 인구학적 요인(연령, 출생지 및 거주지, 생활수준, 결혼상태), 의료 이용 및 질병력 사항, 흡연 및 음주 습관 사항, 수면, 육체적 운동 및 활동 사항, 직업사항 등이 포함되어 있다.

설문 항목 중 특히 식이섭취에 관한 항목은 음식 종류, 섭취 빈도 및 1회 섭취량으로 구성된 반정량 식이섭취 빈도조사 설문이었다. 음식 종류는 우리나라에서 섭취하는 빈도가 많거나 또는 질병발생에 유의한 관련성을 가지는 것으로 보고된 음식을 중심으로 결정하였으며 음식 종류별 섭취빈도 및 그 섭취량은 성인 남녀 각각 30명을 대상으로 24시간 회상법 식이섭취 조사를 미리 실시하여, 조사에서 나타난 206가지 음식종류에서 현실적으로 섭취 빈도가 적은 식품군을 제외하고 유사한 영양소를 공급할 것으로 생각되는 음식을 한 항목으로 묶어서 총 84개의 음식 항목을 설문에 포함시켰다. 섭취 빈도에 대한 범주는 Stephanic · Trulson(1962)의 10개 범주 구분을 근간으로 24시간 회상법 조사에서 얻어진 결과를 감안하여 8개의 범주로 하였다. 각 음식항목의 1회섭취 분량단위는 24시간 회상자료에서 응답자들간에 일치를 보이는 단위를 이용하였으며(예, 밥 : 공기), 섭취 단위가 일치하지 않는 음식 항목에는 200ml컵을 단위로 이용하였다. 또한 한 항목에서의 섭취분량은 최빈의 섭취 단위를 기본으로 하여 모든 섭취분량 범위를 포함시키면서 응답자가 응답하기 쉽도록 구분하여 3~4개의 범주로 구성하였다. 완성된 설문의 실행 가능 여부를 알아보기 위하여 코호트 연구의 대상과 유사한 특성을 가지는 서울 시내 거주 성인 학부모에게 설문을 발송하여 이해도 및 응답가능도 및 응답율을 평가하였다(안윤옥 등 1994).

설문의 타당도를 평가하기 위한 비교방법으로는 24시간 회상 반복 조사(4~5회)를 이용하였다.

2) 자료 수집 방법

본 연구의 자료수집은 기준 상황조사 설문을 우편으로 발송하여 자가 작성하도록 하였으며, 시간 간격을 두고

2부의 설문을 완성하도록 하였다. 24시간 회상조사는 혼련된 1명의 면접원이 처음 1회는 직접 해당 직장을 방문하여 협조를 부탁하고 조사하였고 그후에는 전화면접을 통하여 얻도록 하였다. 섭취한 음식은 재료를 가능한 한 구체적으로 언급해줄 것을 부탁하였고, 분량은 음식을 섭취할 때 사용된 그릇에 대하여 해당 분량을 배수로 응답하도록 하였으나, 반찬의 경우는 응답자간 추정치의 오차를 최소화하기 위하여 사전에 제작된 식품모형을 제시한 후 그에 대한 배수로 응답하도록 하였다.

3) 영양소 산출 방법

우리나라에 1일 영양소 섭취를 산출할 수 있는 근거자료로 구축되어 있는 식품성분표에는 열량, 수분, 탄수화물(당질, 섬유소), 총지방, 단백질, 회분, 칼슘, 인, 철, 나트륨, 칼륨, Vit A, B₁, B₂, Niacin, Vit C 등 몇가지로 제한되어 있다. 본 연구에서도 조사된 자료를 이용하여 산출할 수 있는 회분을 제외한 15가지 영양소를 산출하였다.

반정량 식이섭취 빈도조사 설문의 영양소 산출 방법은 년 평균 식품섭취 빈도의 가중치와 1회섭취 분량의 가중치 및 식품의 100g당 영양성분함량(농촌 진흥청 1991)을 이용한 일일 영양소 섭취량 산출 프로그램을 개발하여 사용하였는데 대상자의 1일 영양소 섭취량은 '섭취빈도(frequency)' 가중치와 '1회섭취분량' 가중치를 곱하여 음식항목 당 1일 섭취량을 구하고 이에 해당 항목의 영양소 함량(/100g)을 곱하여 산출하도록 하였다.

영양소 일일 섭취량 산출식은 다음과 같다.

$$I_{ij} = \sum F_{ki} \cdot Q_{km} \cdot N_{kj}$$

I_{ij} - i번째 대상의 j번째 영양소 섭취량(/일)

F_{ki} - 설문에 포함된 k번째 음식항목의 I번째 섭취빈도
가중치(/일)

Q_{km} - k번째 음식항목의 m번째 1회 섭취분량 가중치

N_{kj} - k번째 음식 항목의 j번째 영양소(/100g)

설문에 포함된 k번째 음식의 l번째 섭취 빈도는 빈도 항목의 중앙값을 이용하여 1일 평균 섭취빈도 가중치인 F_{kl} 을 산출하였다.

24시간 회상법 자료의 영양소 산출은 대한영양사협회와 현민시스템에서 개발한 영양관리시스템(ver 3.0)을 이용하였는데, 이 프로그램의 기본 자료로 사용된 식품 성분표는 반정량 식이섭취 빈도조사 설문에서 영양소를 산출하기 위해 사용한 성분표와 일치하였다(농촌 진흥

청 1991). 그러나, 티아민과 리보플라빈의 경우 성분표는 소수점 두자리로 되어 있는 반면 영양관리시스템은 소수점 한자리로 되어있어 설문에서의 영양소 산출 자료와 차이가 있다. 응답자가 섭취한 식품의 성분이 나와있지 않은 경우에는 한국인의 영양권장량 6차개정판(한국영양학회 1995)에 수록되어 있는 값을 입력하여 이용하였다. 응답자들이 섭취한 음식에 대한 가능한 구체적인 조리법을 언급하도록 하였으나 식품 각각에 대한 섭취분량을 제시하지 못하였기 때문에 빈도조사설문의 영양소 산출을 위해 미리 작성된 표준 조리법을 이용하였다. 또한 섭취분량은 식품의 눈대중량(한국식품연구소 1988a), 식품섭취 조사방법 확립을 위한 연구(한국식품연구소 1988b) 등 빈도조사설문과 동일한 근거자료를 이용하였다. 모든 회상자료는 가중치를 주는 연구자간의 오차를 없애기 위해 한사람의 연구자에 의해 가중치가 주어졌다.

4) 통계처리

반정량 식이섭취 빈도조사 설문을 이용하여 산출한 평균 영양소 섭취량과 다중 24시간 회상법을 이용하여 산출한 평균 영양소 섭취량을 상호 비교하였다. 동일한 조사방법의 재현성(reproducibility)을 평가하기 위해서는 개인내 변이(within subjects variance)와 개인간 변이(between subjects variance)를 이용하여 intraclass correlation coefficient를 이용하였다. 반정량 식이섭취 빈도조사 설문의 타당도 평가에 Pearson correlation coefficient와 Spearman rank order correlation coefficient를 산출하였다. 반정량 식이섭취 빈도조사 타당도 평가의 비교 기준 방법으로 선택한 24시간 회상 반복조사 자체가 가지고 있는 측정오류(measurement error)로 인하여 저하된(attenuated) 타당도를 나타낼 수 있으므로 이를 보정한 측정오류 보정 상관계수(deattenuated correlation coefficient)를 산출하였다. 영양소 섭취의 절대값을 이용한 분석과 함께 상대적 순위값을 분석하기 위하여 반정량 식이섭취 빈도조사 설문과 24시간 회상법을 통하여 산출한 결과를 각기 4분위로 분류하여 교차분류(cross classification)표를 작성한 후 두 방법에 의한 대상자 분류의 일치율을 산출하였다. 일치도 산출에는 각각의 범주에 대한 가중치를 이용한 weighted kappa value를 이용하였다. 가중치를 이용한 weighted kappa는 일반적인 kappa와 마찬가지로 0.75이상은 높은 일치도로 0.4이

하는 낮은 일치도로 판정한다(Fleiss 1981). 교차분류(cross classification)에서 최하위와 최상위 범주로 대상자를 분류하는 판별력을 백분율로 산출하였다. 개인별 영양소 섭취량의 분포는 편향(skewed)된 형태로 나타나므로 Log_e로 전환한 값을 자료분석에 이용하였다.

모든 영양소 섭취량은 열량섭취와 상관되어 있고(Table 2). 서로 다른 측정방법의 차이로 인하여 측정할 수 있는 영양소 섭취량에 차이가 있을 수 있으며, 장기간의 식이섭취에 대하여 평균섭취 횟수와 섭취분량을 추정하여 응답하는 과정에서 대상자 중 일부는 식이섭취를 과대평가하고 일부는 과소평가할 수도 있다. 또한, 개개인에게 적합한 열량 섭취가 대상자의 활동량, 신체크기, 대사효율에 따라 다를 수 있다(Willett, Stampfer 1986). 또한, 질병과 영양소 섭취와의 상관성을 파악하기 위한 연구에서 열량과 상관된 영양소를 이용하였을 때 단지 열량섭취와 질병과의 상관성으로 인하여 각각의 영양소와 질병과의 상관성이 치우쳐(biased) 나타날 수 있다. 따라서 영양소 섭취의 절대량과 함께 열량섭취량을 보정한 영양소 섭취량을 이용하는 것이 적합할 것으로 보이며, 열량과 상관된 정도만큼을 보정하는 회귀모형을 이용하여 보정하는 것이 타당할 것으로 생각된다. 열량섭취를 보정한 영양소섭취량(adjusted value)은 총열량 섭취를 독립변수로 하고 각 영양소 섭취를 종속변수로 회귀분석을 하여 관측값과의 잔차(residuals)를 구하고

Table 2. Pearson correlation coefficient between total energy intake and nutrient intakes

Nutrients	24-hr recall	First Questionnaire	Second Questionnaire
Protein	0.76	0.89	0.90
Fat	0.76	0.84	0.86
Carbohydrate	0.72	0.97	0.93
Fiber	0.51	0.74	0.71
Ca	0.39	0.69	0.72
P	0.76	0.89	0.91
Fe	0.63	0.93	0.92
Na	0.34	0.59	0.71
K	0.58	0.78	0.77
Vit A	0.29	0.53	0.58
Thiamin	0.53	0.92	0.88
Riboflavin	0.67	0.79	0.79
Niacin	0.61	0.80	0.86
Ascpriboc acod	0.51	0.65	0.61

All variable were transformed by log_e to improve normality

평균열량섭취에 대한 기대값(expected nutrient value)에 합산하여 산출한다. 본 연구에서는 열량보정치를 산출하기 위한 평균 열량섭취의 상수값으로 열량섭취 2,000kcal를 대입하여 계산하였다(Willett 1990).

본 연구는 특정한 가설을 검정한다기 보다는 상관성의 크기를 비교하는 것이므로 통계적 유의성을 제시하지 않았다.

조사결과

1. 영양소 섭취량의 비교

반정량 식이섭취 빈도조사 설문을 이용하여 산출한 영양소 섭취량과 다중 24시간 회상조사로 산출한 평균 영양소 섭취량의 표준편차를 비교하면 반정량 식이섭취 빈도조사에 의한 영양소 섭취량이 24시간 회상 조사의 영양소 섭취량보다 넓은 범위로 분포하고 있으며(Table 3), 열량, 단백질, 니아신 등 대부분의 영양소 섭취량을

낮게 추정하였다. 총열량 섭취량 보정한 후의 영양소 섭취량의 편차는 보정하기 전에 비하여 감소하였다.

기준상황조사(1차 설문)의 경우 칼슘과 나트륨을 제외한 모든 영양소 섭취량이 24시간 회상조사의 영양소 섭취량에 비하여 유의적으로 낮았고 열량 보정 영양소 섭취량(calorie-adjusted nutrient intakes)은 지방, 칼슘, 나트륨, 티아민, 비타민 C 이외의 영양소에서 유의한 차이를 보였다. 기준상황설문의 재조사(2차 설문)에서는 열량, 단백질, 칼슘, 나트륨에서 통계적 유의성을 보이지 않았으며, 열량 보정후에서도 지방, 조섬유, 칼슘, 나트륨, 티아민, 리보플라빈, 비타민 C에서 유의적 차이를 나타내지 않았다. 1차 기준상황조사와 재조사에서부터 산출한 영양소 섭취량에서도 열량 보정 전후 모두에서 통계적 유의성을 보였다.

반정량 식이섭취 빈도조사가 24시간 회상조사에 비하여 유의적으로 낮게 영양소 섭취량을 추정하고 있으나 단백질, 티아민, 니아신을 제외한 영양소 평균 섭취량에서 빈도조사 설문으로 산출한 영양소 섭취량은 다중

Table 3. Mean daily nutrient intakes¹⁾ estimated by multiple 24-hour recalls and by the semiquantitative food frequency questionnaires

Nutrients	Mean of 24-hr recalls		First Questionnaire		Second Questionnaire	
	Unadjusted	Adjusted ²⁾	Unadjusted	Adjusted	Unadjusted	Adjusted
Energy(kcal)	1766.0(300.8) ^{b)}		1649.0(825.0) ^a		1632.9(658.9) ^c	
Protein(g)	87.8(23.3)	100.9(17.6)	64.1(31.6) ^a	77.2(16.5) ^a	67.5(35.5) ^c	83.5(17.3) ^{bc}
Fat(g)	36.6(15.4)	46.6(11.5)	34.0(19.5) ^a	41.4(12.1)	38.5(23.7) ^{bc}	48.5(14.4) ^c
Carbohydrate(g)	270.6(45.0)	295.9(32.9)	273.8(156.3) ^a	331.5(37.4) ^a	255.9(90.2) ^{bc}	310.9(38.1) ^{bc}
Fiber(g)	8.3(2.7)	9.2(2.3)	7.1(8.7) ^a	8.1(3.9) ^a	6.9(4.5) ^{bc}	8.7(4.1) ^c
Ca(mg)	633.5(166.6)	683.8(163.1)	550.6(354.9)	650.3(239.9)	610.4(345.3) ^c	751.4(254.0) ^c
P(mg)	978.5(284.1)	1137.3(215.2)	991.8(503.7) ^a	1192.1(253.4) ^a	1047.4(533.5) ^{bc}	1300.1(253.2) ^{bc}
Fe(mg)	16.8(4.8)	18.9(4.1)	17.6(10.6) ^a	21.2(3.8) ^a	17.5(7.7) ^{bc}	21.7(3.8) ^{bc}
Na(mg)	935.4(558.5)	1137.3(589.0)	878.8(553.0)	1045.4(498.3)	966.4(604.0) ^c	1211.8(536.7) ^c
K(mg)	1686.2(749.8)	1944.6(625.4)	1720.5(1588.2) ^a	2031.5(799.1) ^a	1799.7(978.1) ^{bc}	2240.1(806.8) ^{bc}
Vit A(IU)	6673.8(9003.8)	7299.3(7632.1)	5688.3(6026.0) ^a	6816.4(5570.9) ^a	6009.6(4099.1) ^{bc}	7618.1(5233.5) ^{bc}
Thiamin(mg)	1.59(1.96)	1.84(2.05)	1.24(1.02) ^a	1.49(0.34)	1.27(0.68) ^{bc}	1.58(0.38) ^c
Riboflavin(mg)	1.42(0.41)	1.61(0.33)	1.24(0.90) ^a	1.48(0.52) ^a	1.31(0.67) ^{bc}	1.61(0.46) ^c
Niacin(mg)	20.8(6.4)	23.7(5.8)	14.0(9.2) ^a	17.0(4.9) ^a	14.3(8.1) ^{bc}	17.9(5.4) ^{bc}
Ascorbic acid(mg)	142.7(112.3)	164.7(89.6)	132.9(166.4) ^a	150.2(80.3)	134.7(87.0) ^{bc}	165.2(80.6) ^c

1) Does not include the intake of alcohol and dietary supplement

2) S.D., standard deviation in parenthesis

Adjusted value is calorie-adjusted nutrient intake using regression analysis. And the value is $a+b$, where $a=\text{residual}$ for subject from regression model with nutrient intake as the dependent variable and total caloric intake as the independent variable and $b=\text{the expected nutrient intake for a person with mean caloric intake}(2000 \text{kcal})$ in this study. All nutrient intakes were transformed by \log_e to improve normality before adjusting for energy

^aSignificant difference($p<0.05$) between the mean of 24-hr recalls and the first questionnaire by paired T-test

^bSignificant difference($p<0.05$) between the mean of 24-hr recalls and the second questionnaire by paired T-test

^cSignificant difference($p<0.05$) between the first questionnaire and the second questionnaire by paired T-test

24시간 회상으로부터 산출한 평균 영양소 섭취량의 15% 범위내에 있으며, 조사-재조사에 의한 대상자 전체의 평균 영양소 섭취량은 다중 24시간 회상 결과의 15% 범위내에 있었다.

2. 24시간 회상 반복 조사 성적의 변이

24시간 회상 조사를 시간 간격을 두고 4회 또는 5회 반복하였을 때 조사 횟수가 증가할수록 영양소 섭취량을 낮게 추정하는 경향을 나타냈다(Table 4).

24시간 회상 조사의 반복 시행에서 추정된 영양소 섭취량 간의 상관성(intraclass correlation coefficient)은 열량 보정 이전의 영양소 섭취량의 경우 0.09(나트륨)에서 0.24(단백질)였고, 열량을 보정한 후의 영양소 섭취량에서는 0.03(티아민)에서 0.23(단백질)으로 매우 낮은 재현성을 나타냈다(Table 5). 각 영양소의 변이 정도를 평균에 대한 표준편차의 상대적 크기로 나타내는 결정계수(CV)는 열량보정 전 티아민과 열량 보정 후 티아민, 나트륨을 제외한 모든 영양소에서 개인간 변이 결정계수가 개인내 변이의 결정계수에 비하여 커다. 이들을 개인간 변이에 대한 개인내 변이의 상대적 크기의 비로 산출한 결과 대부분의 영양소에서 변이비는 0.7에서 1.0 사이에 있었다. 개인간 변이와 개인내 변이는 영양소에 따라 큰 차이를 보이고 있어 티아민과 비타민 A, 나트륨, 비타민 C에서 100% 이상을 보였고, 열량섭취량과 탄수화물, 단백질 등에서 낮은 변이를 보였다. 열량

보정전과 보정 후를 비교하면 열량보정 후에서 변이계수가 감소하고 있으나 개인내 변이와 개인간 변이 모두에서 감소하는 경향을 보여 변이 비에는 큰 차이를 보이지 않았다.

3. 반정량 식이섭취 빈도조사의 신뢰도

반정량 식이섭취 빈도조사 설문을 조사-재조사하여 영양소 섭취량의 상관성을 intraclass correlation coefficient로 산출한 결과 칼슘이 0.37로 가장 낮은 상관성을 보였고 지방이 0.63으로 가장 높았으며 평균 0.55였다. 열량을 보정한 후 영양소 섭취량의 상관성은 0.17(탄수화물)에서 0.73(철분)으로 평균 0.51의 상관성을 나타냈다. 열량보정후의 상관성은 열량보정이전보다 낮은 경향을 보였으나 철분, 칼륨, 비타민 A, 리보플라빈, 니아신에서는 상관성이 증가하였으며, 특히 철분의 경우 0.49에서 0.73으로 증가 폭이 크게 나타났다. Pearson 상관계수와 Spearman 상관계수 또한 intraclass correlation coefficient와 유사한 상관성을 보여주었다(Table 6).

반정량 식이섭취 빈도조사를 2회 반복하여 산출한 영양소 섭취량의 상대적 순위에 따라 대상을 각각 4분위로 분류하여 교차분류(cross-classification)의 일치도를 weighted kappa로 산출한 결과 열량보정 이전의 영양소 섭취에서 탄수화물(0.37), 조섬유(0.38), 티아민(0.39) 열량을 보정한 후에는 탄수화물(0.39), 조섬유(0.31), 티아민(0.39)과 함께 지방(0.39)과 비타민 C(0.

Table 4. Mean nutrient intakes¹⁾ estimated by multiple 24-hour recalls

Nutrients	Mean of 24-hr recalls	Recall 1	Recall 2	Recall 3	Recall 4	Recall 5
Energy(kcal)	1766.0(300.8) ²⁾	2001.2(705.1)	1816.4(509.6)	1772.0(480.8)	1613.1(400.8)	1636.3(541.2)
Protein(g)	87.8(23.3)	97.2(38.8)	92.9(41.3)	87.6(36.1)	80.0(32.8)	82.5(38.5)
Fat(g)	36.6(15.4)	45.9(29.3)	37.9(24.2)	41.2(28.4)	34.0(19.5)	35.7(41.3)
Carbohydrate(g)	270.6(45.0)	304.0(131.1)	279.6(96.7)	267.2(60.3)	254.3(46.9)	248.8(56.6)
Fiber(g)	8.3(2.7)	8.5(3.5)	9.3(4.5)	9.6(7.4)	7.2(2.6)	7.1(2.6)
Ca(mg)	633.5(166.6)	750.5(472.7)	725.9(397.2)	742.4(599.1)	563.6(230.6)	551.8(238.4)
P(mg)	978.5(284.1)	1142.7(478.9)	1059.0(534.1)	996.6(436.0)	870.2(397.1)	833.4(382.4)
Fe(mg)	16.8(4.8)	20.1(12.0)	18.4(9.2)	14.1(5.9)	14.5(6.2)	15.1(7.6)
Na(mg)	935.4(558.5)	1195.6(1312.2)	881.1(1323.4)	1043.8(1426.3)	849.3(1075.9)	728.2(804.7)
K(mg)	1686.2(749.8)	1933.6(1008.5)	1856.4(1170.8)	1860.2(1865.3)	1481.5(801.3)	1313.3(645.9)
Vit A(IU)	6673.8(9003.8)	8814.6(12762.0)	7372.7(11045.9)	7022.6(11897.2)	4410.7(3985.3)	4357.0(3279.3)
Thiamin(mg)	1.59(1.96)	1.72(0.07)	1.50(0.88)	1.39(1.08)	1.08(0.56)	2.29(9.48)
Riboflavin(mg)	1.42(0.41)	1.57(0.62)	1.54(0.78)	1.47(0.76)	1.22(0.50)	1.32(0.66)
Niacin(mg)	20.8(6.4)	23.4(15.3)	20.6(10.3)	20.0(6.4)	20.1(10.3)	20.1(10.6)
Ascorbic acid(mg)	142.7(112.3)	176.6(267.0)	182.8(223.7)	140.6(147.8)	109.2(52.7)	109.4(98.1)

1) Does not include the intake of alcohol and dietary supplement

2) S.D., standard deviation in parenthesis

Table 5. Estimated coefficients of variation and reproducibility of multiple 24-hour recalls, both unadjusted and adjusted for total caloric intake

Nutrients	Unadjusted				Adjusted ¹⁾			
	Intra r ²⁾	CV _b	CV _w	Ratio	Intra r	CV _b	CV _w	Ratio
Energy	0.16	40.0	28.4	0.77	—	—	—	—
Protein	0.24	55.8	38.9	0.70	0.23	31.4	24.9	0.79
Fat	0.12	84.2	72.8	0.87	0.09	36.5	35.4	0.97
Carbohydrate	0.16	37.6	29.1	0.77	0.15	19.4	16.2	0.84
Fiber	0.17	70.6	51.5	0.73	0.11	49.8	45.1	0.91
Ca	0.21	88.2	52.8	0.60	0.16	58.5	40.6	0.69
P	0.21	60.0	42.6	0.71	0.19	34.5	29.3	0.85
Fe	0.12	66.0	49.0	0.74	0.07	42.7	40.4	0.94
Na	0.09	149.1	129.8	0.87	0.06	105.9	120.1	1.13
K	0.21	89.3	59.1	0.66	0.18	58.6	48.0	0.82
Vit A	0.18	195.8	107.7	0.55	0.17	153.2	100.8	0.66
Thiamin	0.12	233.6	237.8	1.02	0.03	276.6	336.9	1.22
Riboflavin	0.18	61.4	41.1	0.67	0.16	40.3	32.3	0.80
Niacin	0.22	69.5	50.7	0.73	0.16	45.0	38.7	0.86
Ascorbic acid	0.21	152.9	102.7	0.67	0.15	102.1	80.8	0.79

All variables were transformed by log_e to improve normality in calculating intraclass correlations
Calorie intake does not include the intake of alcohol and dietary supplements

1) Calorie-adjusted nutrient using regression analysis

2) Intraclass correlation coefficients(intra r) were calculated for estimating reliability of 24-hour dietary recalls. Percents Coefficients of variation for between-individual variability and within-individual variability were calculated from

Percent $CV_b = \left(\frac{\sigma_b}{\bar{x}} \right) \times 100$, Percent $CV_w = \left(\frac{\sigma_w}{\bar{x}} \right) \times 100$. Ratios indicate ratios of within-to between individual coefficients of variation

Table 6. Reproducibility of the semiquantitative food frequency questionnaires

Nutrients	First Questionnaire vs. Second Questionnaire			Adjusted ¹⁾		
	Pearson r	Spearman r	Intraclass r	Pearson r	Spearman r	Intraclass r
Energy	0.49	0.51	0.48	—	—	—
Protein	0.59	0.54	0.59	0.63	0.64	0.57
Fat	0.65	0.67	0.63	0.43	0.39	0.21
Carbohydrate	0.37	0.45	0.37	0.41	0.40	0.17
Fiber	0.58	0.47	0.58	0.60	0.48	0.53
Ca	0.60	0.57	0.59	0.65	0.61	0.48
P	0.60	0.54	0.59	0.65	0.66	0.53
Fe	0.49	0.51	0.49	0.74	0.74	0.73
Na	0.64	0.56	0.63	0.64	0.61	0.59
K	0.59	0.51	0.57	0.70	0.67	0.67
Vit A	0.55	0.56	0.52	0.63	0.62	0.57
Thiamin	0.52	0.46	0.51	0.45	0.38	0.37
Riboflavin	0.58	0.51	0.56	0.60	0.66	0.61
Niacin(mg)	0.58	0.55	0.58	0.67	0.63	0.65
Ascorbic acid	0.56	0.46	0.55	0.55	0.44	0.49

All variables were transformed by log_e to improved normality

Calorie-adjusted nutrient intakes does not include the intake of alcohol and dietary supplements

1) Calorie-adjusted nutrient intakes using regression analysis

Table 7. The weighted kappa¹⁾ of nutrient intakes from two semiquantitative food frequency questionnaires based on cross-classification of quartiles, for unadjusted and calorie-adjusted nutrient intake

Nutrients	First	Second
	Questionnaire vs. Unadjusted	Questionnaire Adjusted
Energy	0.46*	-
Protein	0.43*	0.65*
Fat	0.60*	0.39*
Carbohydrate	0.37*	0.31*
Fiber	0.38*	0.39*
Ca	0.51*	0.45*
P	0.45*	0.60*
Fe	0.54*	0.67*
Na	0.46*	0.54*
K	0.50*	0.58*
Vit A	0.50*	0.53*
Thiamin	0.39*	0.33*
Riboflavin	0.40*	0.64*
Niacin	0.55*	0.61*
Ascorbic acid	0.42*	0.34*

1) The formula for calculating weighted kappa is $k_w = (P_o - P_e)/(1 - P_e)$, where P_o is the weighted observed proportion of agreement(across the entire table) : $P_o = \sum \Sigma W_{ij}P_{ij}$, P_e is the weighted expected proportion of agreement : $P_e = \sum \sum W_{ij}r_iS_j$, P_{ij} are the proportions of subjects who fall into the i th category in measure 1 and the j th measure 2. The r_i and S_j are the marginal proportions for the first and second measure respectively. The W_{ij} is used as the usual the other category j : $W_{ij} = 1 - (i - j)^2/(k-1)^2$

*Significantly different at $p < 0.01$

34)에서 0.4이하의 일치도를 보였고 이들을 제외한 영양소에서는 0.4이상으로 나타나 중정도의 일치도를 보였으며 모든 영양소에서 통계적 유의성을 나타냈다(Table 7).

4. 반정량 식이섭취 빈도조사의 타당도

24시간 회상법을 이용하여 얻은 영양소 섭취량을 대상자의 실제 영양소 섭취로 간주하고 빈도조사설문에서 산출한 영양소 섭취량과 상관관계를 분석한 결과 기준상황조사(1차 설문)의 상관성이 재조사(2차 설문)보다 높게 나타났다. 반정량 식이섭취 빈도조사를 다중 24시간 회상조사의 평균 영양소 섭취량과 비교하여 볼 때 기준상황조사(1차 설문)의 경우 열량보정이전의 영양소 섭취량 중 열량(0.57), 탄수화물(0.58), 철분(0.50)에서 0.5이상의 상관성을 보였으나 재조사(2차 설문)에서는 모든 영

양소에서 0.5이하의 상관성을 나타냈다. 열량보정 이후의 영양소 섭취량은 기준상황조사와 재조사의 모든 영양소에서 0.5이하의 상관성을 보였다. 두 방법의 상관성을 Spearman correlation coefficient로 산출한 결과는 Pearson correlation coefficient와 유사하게 나타났다.

비교 기준 방법으로 선택한 24시간 회상자료의 낮은 재현성은 반정량 식이섭취 빈도조사의 타당도를 낮게 할 수 있으므로 다중 24시간 회상조사의 intraclass correlation coefficient를 이용하여 24시간 회상조사 자체의 측정오류를 보정한 측정오류 보정 상관계수(deattenuated correlation coefficient)를 산출하였다. 기준상황조사(1차 설문)에서는 탄수화물(0.84)에서 가장 높은 상관성을 보였고 열량(0.82), 단백질(0.50), 지방(0.58), 인(0.51), 철분(0.79), 비타민 A(0.63), 티아민(0.58), 리보플라빈(0.60)에서 0.5이상의 상관성을 나타냈으며 모든 영양소의 평균 상관성은 0.53이었다. 재조사에서는 비타민 A(0.64)와 티아민(0.58)을 제외한 모든 영양소에서 0.5이하의 낮은 상관성을 보였다. 열량을 보정한 영양소 섭취량에서는 기준상황조사에서 조섬유(0.59), 인(0.58), 철분(0.83), 비타민 A(0.62), 티아민(0.61)에서 0.5이상의 상관성을 보였으며, 재조사는 철분(0.68)을 제외한 모든 영양소에서 0.5이하의 낮은 상관성을 보였다(Table 8).

역학연구에서 영양소 섭취는 영양소 섭취수준에 따른 대상자의 상대적 분포를 몇개의 범주로 구분하여 명목화 한 변수를 이용하는 경우가 많다. 따라서 본 연구의 대상자를 각 방법에 따라 4분위로 분류하고 그들의 교차분류(cross classification) 일치도를 알아보는 것으로 타당성을 평가할 수 있다. Table 9에는 교차분류표를 이용하여 각 범주에 서로 다른 가중치를 주어 산출한 일치도 (weighted kappa value)를 제시하였다. 24시간 회상자료와 빈도조사설문을 비교하여 볼 때 기준상황조사(1차 설문)에서 열량(0.59), 탄수화물(0.50), 철분(0.42)에서 중정도의 일치도를 보였으며 그 이외는 모두 낮은 일치도를 나타내었고, 특히 칼슘, 칼륨, 티아민, 비타민 C에서 통계적 유의성을 보이지 않았다. 또한, 기준상황조사의 열량 보정 영양소 섭취량과 재조사(2차설문)의 모든 영양소 섭취에서 0.4이하의 낮은 일치도를 보였으며, 기준상황조사의 열량보정 영양소 섭취량 중 인, 철분, 비타민 A 등 몇몇 영양소 이외에는 통계적 유의성을 보이지 않았다(Table 9).

기준상황조사와 24시간 회상 반복으로 산출한 영양소

섭취량의 교차분류의 일치도를 최하위(제 1사분위)와 최상위 분위(제 4사분위)에 분포하는 백분율로 산출하여 볼 때 열량 보정 이후보다 열량 보정 이전에서 일치율이 높았으며, 최상위 분위에 대한 일치율보다는 최하위 분위에 대한 일치율이 높았다. 24시간 회상조사의 최하분위(제 1사분위)에 분포한 대상자들 중 설문에서 최하분위(제 1사분위)에 분포한 대상자는 평균 40%(unadjusted), 37%(adjusted)를 보였고 24시간 회상조사에서 최하위분위에 분포한 대상자중 설문에서 제 1사분위와 제 2사분위에 분포한 대상자는 약 70%였다. 같은 방법으로 최상위 분위의 분포를 비교하였을 때 24시간 회상조사에서 최상위 분위에 분포한 대상자중 설문에서 최상위 분위(제 4사분위)에 분포한 대상자는 열량보정 이전에는 40%, 이후에는 34%의 일치율을 보였으며, 24시간 회상조사에서 최상위 분위(제 4사분위)에 분포한 대상자중 설문에서 제 3사분위와 제 4사분위에 분포

한 대상자는 열량보정이전에는 67%, 열량보정이후에는 61%를 보였다. 24시간 회상조사에서 최하위분위에 분포한 대상자중 설문에서 최상위분위에 해당하는 경우는 열량보정이전에는 평균 8.2% 보정이후에는 14.2%였으며, 24시간 회상조사에서 최상위분위에 분포한 대상자중 설문에서 최하위 분위에 분포한 대상자는 열량보정이전에 33.0%, 보정이후에는 18.1%였다(Table 10).

Table 11는 1차 기준 상황조사의 영양소 섭취량을 이용하여 대상자를 4분하고 각 분위내에서 24시간 회상조사 영양소 섭취량의 중앙값을 산출한 표이다. 기준 상황조사의 4분위 중 최하분위에 대한 최상 4분위 중위수의 변이를 비교해보면 열량 보정후가 보정 이전보다 변이 폭이 감소하였으며 열량 영양소인 지방, 탄수화물, 단백질에서 보정전에는 최하분위와 최상분위 중위수의 차이 값이 최하분위의 62.2%, 23.6%, 30.3%인데 비하여 보정후에는 각각 19.7%, 1.4%, 19.7%로 감소하였다. 영

Table 8. Comparison of the semiquantitative food frequency questionnaires with 24-hr recalls calculated for unadjusted and calorie-adjusted nutrients

Nutrients	First Questionnaire vs. mean of 24-hr recalls						Second Questionnaire vs. mean of 24-hr recalls					
	Unadjusted			Adjusted			Unadjusted			Adjusted		
	Pearson r	Spearman r	deattenuated r	Pearson r	Spearman r	deattenuated r	Pearson r	Spearman r	deattenuated r	Pearson r	Spearman r	deattenuated r
Energy	0.57	0.60	0.82	-	-	-	0.18	0.27	0.26	-	-	-
Protein	0.39	0.35	0.50	0.37	0.31	0.48	0.24	0.15	0.31	0.29	0.30	0.38
Fat	0.37	0.40	0.58	0.19	0.32	0.25	0.31	0.31	0.49	0.14	0.12	0.24
Carbohydrate	0.58	0.55	0.84	0.27	0.20	0.47	0.16	0.29	0.23	0.36	0.12	0.24
Fiber	0.44	0.34	0.48	0.36	0.35	0.59	0.33	0.24	0.47	0.15	0.11	0.24
Ca	0.13	0.16	0.14	0.06	0.07	0.09	0.18	0.24	0.19	0.18	0.13	0.26
P	0.47	0.41	0.51	0.42	0.40	0.58	0.36	0.34	0.37	0.33	0.33	0.45
Fe	0.50	0.45	0.79	0.43	0.49	0.83	0.31	0.29	0.46	0.35	0.37	0.68
Na	0.23	0.23	0.40	0.06	0.02	0.12	0.09	-0.08	0.16	-0.12	-0.11	0.25
K	0.36	0.23	0.39	0.25	0.24	0.35	0.39	0.30	0.32	0.26	0.27	0.36
Vit A	0.45	0.41	0.63	0.44	0.48	0.62	0.46	0.46	0.64	0.35	0.49	0.49
Thiamin	0.37	0.33	0.58	0.22	0.18	0.61	0.28	0.37	0.58	0.09	0.21	0.25
Riboflavin	0.43	0.38	0.60	0.31	0.28	0.45	0.35	0.24	0.49	0.24	0.23	0.35
Niacin	0.37	0.33	0.40	0.32	0.23	0.46	0.27	0.22	0.24	0.30	0.34	0.43
Ascorbic acid	0.28	0.22	0.30	0.17	0.17	0.25	0.31	0.32	0.35	0.28	0.25	0.29

All variables were transformed by log^a to improve normality

Calorie intake does not include the intake of alcohol and dietary supplements

^aThe deattenuated correlation coefficient is calculated from regression calorie-adjustednutrient intake from food frequency questionnaires on nutrient intakes from the 24-hour recalls. And the value is calculated using the within-to between-person variace(or intraclass correlation coefficient) measured from the 24-hr recalls. The formula for this corrected value is calculated as : $r_t = r_o \times \sqrt{1 + \lambda / n}$, where r_o is the observed coefficient between the calorie-adjusted nutrients(except for energy itself) from the food frequency questionnaire and 24-hr recall, λ can be obtained from intraclass correlation $\lambda = (1 - r_{intraclass}) / (1 + r_{intraclass})$, where $r_{intraclass}$ is the correlation describing the reproducibility, which can be thought of as the average correlation between pairs of replicate measurements and n is the number of replicate measurements

Table 9. The weighted kappa^a of nutrient intakes from two semiquantitative food frequency questionnaires based on cross-classification of quartiles, for unadjusted and calorie-adjusted nutrient intake

Nutrients	24-hr recall vs.			
	First Questionnaire vs.		Second Questionnaire	
	Unadjusted	Adjusted	Unadjusted	Adjusted
Energy	0.59**	--	0.30*	--
Protein	0.31**	0.13	0.13	0.21
Fat	0.36**	0.28*	0.27*	0.12
Carbohydrate	0.50**	0.14	0.22	0.04
Fiber	0.29*	0.27*	0.15	0.05
Ca	0.12	0.07	0.21	0.17
P	0.32**	0.34**	0.27*	0.23
Fe	0.42**	0.37**	0.30*	0.30*
Na	0.23	-0.07	0.14	-0.28
K	0.19	0.18	0.22	0.21
Vit A	0.29*	0.37**	0.39**	0.33**
Thiamin	0.22	0.19	0.26*	0.14
Riboflavin	0.33**	0.21	0.11	0.13
Niacin	0.26*	0.17	0.17	0.30*
Ascorbic acid	0.13	0.15	0.32**	0.21

^aThe formula for calculating weighted kappa is $k_w = (P_o - P_e)/(1 - P_e)$, where P_o is the weighted observed proportion of agreement(across the entire table) : $P_o = \sum \sum W_{ij}P_{ij}$, P_e is the weighted expected proportion of agreement(across the entire table) : $P_e = \sum \sum W_{ij}r_iS_j$, P_{ij} are the proportions of subjects who fall into the ith category in measure 1 and the jth category in measure 2. The r_i and S_j are the marginal proportions for the first and second measure respectively. The W_{ij} is used as the usual weight applied for one measure yielding category i and the other category j : $W_{ij} = 1 - (i - j)^2/(k-1)^2$

*Significant difference($p < 0.05$)

**Significant difference($p < 0.01$)

양소 중에서는 비타민 A가 변이폭이 가장 크게 나타났다. Ca에서는 최상위분위의 중위수가 제3사분위의 중위수 값에 비하여 작게 나타나는 등 뚜렷한 판별력을 보이지 않았다.

(substudy)로 설문을 연구에 적용할 수 있는가를 파악하거나 설문의 지속적인 보정에 활용하며, 역학 연구 결과를 해석하고 보정하는데 이용하기 위하여 수행된다.

1. 연구 방법의 한계성

1) 조사 방법

요인측정 도구의 타당도 연구는 연구설계과정, 자료수집과정, 결과 산출방법 그 이외의 많은 요인에 의해 영향을 받을 수 있다. 무엇보다도 연구설계 과정에서 번도조사설문의 타당도 연구를 위해 비교 기준 방법의 선택을 숙고해야 할 필요가 있다. 타당도 연구는 실제 값을 오류 없이 완벽하게 측정할 수 있는 방법과 비교해야 하지만 일상식이섭취를 완벽하게 측정할 수 있는 방법은 없기 때문에 상대적으로 구체적인 방법을 비교방법으로 선택하게 된다. 비교방법의 선택 기준은 평가하고자 하는 요인측정도구와 오류(error)가 연관되어 있지 않아야 한다. 본 연구의 반정량 식이섭취 번도조사의 오류는 기억(memory), 질문에 대한 해석, 섭취분량에 대한 인지도,

고 찰

역학연구에서 특정 질병의 위험 요인에 폭로된 정도를 측정하기 위한 도구의 신뢰도 및 타당도의 평가는 연구 결과가 폭로 요인이 특정 질병에 원인적 상관성이 있거나 없다고 할 때 그 결과의 신뢰 정도의 지표가 된다. 대단위 역학연구에서는 적은 시간과 비용으로 식이요인에 폭로된 정도를 측정하기 위해 가장 적합한 방법으로는 번도조사설문을 들 수 있으며, 이미 서구에서는 다양한 번도조사설문의 타당성에 관한 연구결과로 식이 섭취 상황을 파악하기에 적합한 방법으로 인정하고 있다. 신뢰도 및 타당도 평가는 대단위 역학 연구의 부연구

Table 10. Comparison of nutrient intakes from the first semiquantitative food frequency questionnaire with the mean of 24 hr recalls based on cross-classification of quartiles, for unadjusted and calorie-adjusted nutrient intake (unit : %)

Nutrients	Lowest quartile on 24-hr recall						Highest quartile on 24-hr recall					
	Lowest quartile		Lowest two quartile		Highest quartile		Highest quartile		Highest two quartile		Lowest quartile	
	on questionnaire		on questionnaire		on questionnaire		on questionnaire		on questionnaire		on questionnaire	
	Unadjusted	Adjusted	Unadjusted	Adjusted	Unadjusted	Adjusted	Unadjusted	Adjusted	Unadjusted	Adjusted	Unadjusted	Adjusted
Energy	43.8	-	87.5	-	0.0	-	46.7	-	80.0	-	6.7	-
Protein	43.8	37.5	81.3	62.5	12.5	6.3	40.0	46.7	60.0	60.0	26.7	26.7
Fat	43.8	37.5	62.6	68.8	0.0	6.3	40.0	26.7	60.0	66.7	20.0	13.3
Carbohydrate	50.0	25.0	81.3	68.6	0.0	18.8	40.0	40.0	80.0	66.7	0.0	20.0
Fiber	33.3	50.0	72.2	75.0	11.1	6.3	42.9	26.7	64.3	53.3	21.4	20.0
Ca	37.5	37.5	62.6	56.3	25.0	31.3	33.3	20.0	66.7	60.0	20.0	33.3
P	43.8	43.8	62.6	68.8	6.3	18.8	46.7	53.3	60.0	73.3	20.0	13.3
Fe	50.0	50.0	87.5	75.0	0.0	12.5	46.7	40.0	80.0	73.3	6.7	6.7
Na	18.8	18.8	56.3	50.0	6.3	18.8	46.7	20.0	66.7	60.0	13.3	26.7
K	31.3	43.8	62.6	62.5	6.3	18.8	46.7	33.3	66.7	60.0	26.7	13.3
Vit A	37.5	56.3	68.8	87.5	12.5	12.5	46.7	33.3	60.0	60.0	13.3	13.3
Thiamin	35.3	43.8	76.4	68.8	5.9	12.5	46.7	33.3	60.0	46.7	26.7	13.3
Riboflavin	43.8	29.4	75.1	52.9	6.3	17.6	53.3	40.0	60.0	60.0	13.3	20.0
Niacin	52.9	37.5	76.4	75.0	11.8	6.3	40.0	33.3	66.7	46.6	20.0	20.0
Ascorbic acid	31.3	43.8	50.1	62.5	18.8	12.5	33.3	33.3	66.7	60.0	20.0	13.3
Average	40.0	37.0	70.9	68.0	8.2	14.2	40.0	34.0	66.5	60.5	33.0	18.1

All variables were transformed by log_e to improve normality

Calorie intake does not have alcohol and no supplement intake are included

Calorie-adjusted nutrient intakes using regression analysis

Table 11-1. Assignment median daily nutrient intakes of 24-hour recalls to the categories based on semiquantitative food frequency questionnaires

First Questionnaire Quartile	Median Daily Nutrient intake from 24-hr recalls							
	Energy	Protein	Fat	Carbohydrate	Fiber	Ca	P	Fe
Unadjusted								
1	1636.0	78.9	27.8	238.2	7.5	568.7	848.2	13.7
2	1644.6	77.4	34.1	255.9	7.3	561.3	889.1	16.1
3	1794.3	87.6	33.2	288.3	7.9	650.5	913.1	16.4
4	1961.0	102.8	45.1	294.3	9.3	641.1	1113.5	19.3
Adjusted								
1	-	96.2	41.7	292.4	7.8	641.1	1060.4	15.7
2	-	97.7	42.8	290.7	8.6	628.2	1091.2	17.2
3	-	94.6	50.0	303.3	9.5	731.7	1135.7	20.0
4	-	107.0	49.9	296.5	9.4	669.2	1287.3	20.4

한정된 음식항목 등이 있다. 이러한 오류원과 가장 관련이 없는 방법으로는 식사일지/기록법으로 식사할 때 직접 음식의 무게를 측정하거나 식사후 바로 기록하는 방법이므로 기억에 영향을 받지 않으며, 개방형(open ended)으로 되어 있어 질문에 대한 해석이 필요하지 않고 섭취분량에 대한 추정 오차는 응답자보다는 연구자에

의해 나타날 수 있고 한정된 음식항목을 이용하지도 않는다. 본 연구에서 비교방법으로 선택한 다중 24시간 회상법은 기억에 의존하며 섭취분량에 대한 인지도 면에서 설문의 오류원과 독립적이지 못하지만 대상자가 고도로 동기화되어 있지 않다면 가장 타당한 방법으로 간주된다 (Willett 1990).

Table 11-2. Continued Table 11

First Questionnaire Quartile	Median Daily Nutrient intake from 24-hr recalls						
	Na	K	Vit A	Thiamin	Riboflavin	Niacin	Ascorbic acid
Unadjusted							
1	793.1	1570.3	3582.2	1.13	1.24	15.8	115.3
2	795.9	1396.2	4222.2	1.10	1.31	19.1	114.2
3	777.2	1535.2	4942.3	1.26	1.32	20.7	119.7
4	1064.5	1923.3	6407.8	1.58	1.70	21.2	130.3
Adjusted							
1	1293.6	1648.0	3628.9	1.50	1.51	22.1	135.8
2	833.2	1713.6	5010.8	1.58	1.49	21.0	153.5
3	1036.9	1808.5	6573.2	1.51	1.54	24.2	134.5
4	903.3	1934.2	6119.5	1.70	1.70	23.9	152.0

24시간 회상조사는 영양소 섭취량의 개인간 변이에 대한 개인내 변이의 비가 클수록 실제 영양소 섭취량과의 상관성을 인정하려면 많은 자료가 필요하며(Balogh 등 1971 : Sempos 등 1985 : Todd 등 1983), 정해랑 등(1992)은 다량영양소도 10일 이상을 조사해야 관측된 값이 실제 섭취량과 0.9 이상의 상관성을 갖을 것으로 확신할 수 있다고 하였다. 또한 이 연구는 섭취하는 음식의 양과 종류에 대한 인지도가 매우 높을 것으로 생각되는 식품영양학과 학생들이 측량법(weighing method)을 이용하여 수행하였기 때문에 본 연구 대상과 같은 40~50대의 남성에서 24시간 회상조사를 했을 때는 더 많은 횟수의 자료가 필요할 것으로 생각된다. 따라서 4~5회의 24시간 회상수는 개인내 영양소 섭취의 변이 때문에 개인의 일상 영양소 섭취량을 추정하기에는 적합하지 못 할 수 있다(Beaton 등 1979 : Todd 등 1983). 그럼에도 불구하고 본 연구에서 24시간 회상을 4~5회 복수로 조사하는 다중 24시간 회상조사를 반정량 식이섭취 빈도 조사의 타당성 평가를 위한 비교 기준 방법으로 선택한 것은 가장 현실성 있는 방법이며 어느정도는 일상식이를 파악할 수 있으리라고 생각했기 때문이다. 본 연구에서 4~5회의 24시간 회상조사의 재현성은 약 0.2정도로 매우 낮게 나타났으며 이는 개인간 변이에 대한 개인내 변이의 비가 높은 것을 반영하는 결과이다. 비교 기준 방법 자체의 이러한 한계점은 평가하고자 하는 도구의 타당도를 낮출 수 있기 때문에 개인간 변이와 개인내 변이를 이용하여 측정오류를 보정한 상관성을 제시하였다(Amstrong 등 1992 ; Sempos 1992 : Willett 1990 : Willett 등 1987).

한편, 24시간 회상은 때로 섭취한 음식을 매우 적게 회상하기도 한다(Campbell 등 1967 : Emmons 등 1973 :

Thomson 1958). 24시간 회상법의 상대적 타당성을 평가하기 위해 동일한 날의 식사기록과 비교하여 본 Ferguson 등(1994)의 연구는 대상자의 53%가 식사기록법에 비하여 24시간 회상에서 섭취한 식품수를 적게 응답하였으며 대상자의 5%는 많게 기억하고 있었다고 하였고 Morgan 등(1978)은 회상법의 영양소 섭취량을 식이력법과 식사기록법으로 산출한 영양소 섭취와 비교하여 0.2~0.3정도의 매우 낮은 상관성을 보고하여 24시간 회상법 자체의 타당도를 낮게 평가하고 있었다. 24시간 회상조사의 정확성을 향상시키기 위해서 본 연구의 24시간 회상자료 수집을 위한 전화 면접에서는 미리 시각자료(visual aid)를 제시하여 개인 면접과 상응하는 질의 자료를 확보하고자 하였으나(Posner 등 1982 : Willett 1990) 24시간 회상조사 자체의 타당성을 규명하는 것은 불가능했다.

빈도조사 설문의 타당도는 설문의 설계, 자료 편집 과정, 식사형태, 섭취범위, 동기, 대상자의 특성 등에 영향을 받으며(Block Hartman 1989). 설문 항목수에 따라서도 영향을 받을 수 있다(Block 1982). Goldbohm 등(1994)은 모든 경우에서는 아니지만 설문 항목수가 많을 수록 타당도가 높게 나타나는 것으로 보고하고 있으며, 131개의 음식항목을 이용하여 개인 면접으로 설문조사를 하였을 때 9일간의 식사일지결과와의 상관성이 0.40(Vit B₁)에서 0.86(alcohol)으로 높게 나타났다(Goldbohm 등 1994). Sobell 등(1989)은 빈도조사설문을 자가작성법과 개인면접법으로 조사하여 영양소 섭취량을 산출하고 식사기록법으로 산출한 영양소 섭취와 비교한 결과 자가작성으로 조사한 경우가 개인면접으로 조사한 경우에 비하여 타당도가 낮게 나타나 본 연구에서 자기기록식 설문 작성 방식이 타당도를 낮추는 요인으로 작용했

을 가능성을 생각할 수 있다. 한편 Rimm 등(1992)은 남성에 비하여 여성이 섭취분량 단위에 익숙하기 때문에 성별이 타당도에 영향을 미칠 수 있다고 하였는데, 본 연구의 대상자는 40~50대의 남성이기 때문에 여성을 대상으로 한 연구(Pietinen 등 1988; Willett 등 1985)에 비하여 낮은 타당도를 보일 수 있다.

2) 영양소 산출 방법

24시간 회상과 빈도조사 설문은 서로 다른 프로그램으로 영양소가 산출되었는데 24시간 회상은 영양관리시스템(ver 3.0)이 이용되었으며 빈도조사설문은 본 연구의 빈도조사 설문에서 영양소를 산출할 수 있도록 작성된 프로그램을 이용하였다. 두 프로그램은 동일한 식품성분분석표를 이용하고 있으나 영양관리시스템은 입력방식이 소수점 한자리까지로 되어 있어 티아민과 리보플라빈의 영양소가 서로 다르게 입력되어 있어 이 두 영양소에 대한 빈도조사설문의 타당도를 낮게 하는 요인이 수 있다. 24시간 회상에서 섭취한 음식은 응답할 때 음식명과 구체적인 재료명을 언급하도록 하였으나 대부분의 경우에는 응답내용을 이용하기 어려웠다. 따라서 음식명에 대한 재료명과 상대적 분량에 대한 표준화된 조리법이 필요하여 빈도조사설문의 영양소 산출을 위해 작성한 표준조리법을 이용하였다. 조리법의 입력에서도 영양관리시스템은 상대적 분량을 소수점 한자리까지 입력하도록 되어있었고 한 음식에 대하여 10가지 이상의 재료명은 입력할 수 없었다. 이런 점에서 두 방법에서 이용된 표준조리법은 다소의 차이점을 가지고 있다. 두 프로그램의 기본 자료로 이용된 식품성분분석표에는 나트륨과 같이 모든 식품에서 측정되지 못한 성분들도 있으며, 식품을 다양한 조리상태와 원산지 등에 따라 세분화하고 있지 못하여 대상자의 실제섭취를 완벽하게 산출할 수 있는 자료가 되지 못하는 문제점을 가지고 있다.

24시간 회상자료와 빈도조사설문의 섭취분량에 대한 가중치는 동일한 근거자료를 이용하였지만(한국식품연구소 1988a, 1988b) 24시간 회상자료는 각각의 음식에 대하여 가중치를 줄 수 있는 반면에 빈도조사설문은 84개의 음식항목 각각에 여러 가지 음식이 묶여있어 이를 중 대표적인 음식의 섭취분량 단위를 몇개의 범주로 질문하였기 때문에 두 방법의 동일한 음식에 대한 가중치가 서로 같지 않았다. 또한, 대표적인 음식의 섭취 단위를 이용하거나 설문의 명료성을 위해 컵단위를 이용하고 식품의 자연단위로 질문하였으나 이러한 음식 섭취 단위가 묶여있는 음식 모두를 대표하지 못한 경우도 있었

다. 이런 문제점은 설문 문항수를 늘려 음식을 세분화하여 질문하면 어느 정도 감소할 수 있지만 대단위 역학연구에서 식이요인측정을 위해 지나치게 많은 음식항목을 질문하는 것은 응답자의 참여도를 낮출 수 있어 바람직하지 않다. 따라서 Hankin과 Huenemann(1967)은 가식부를 시장에서 구입한 무게를 기본으로 계산하여두고, 컵 단위나 면적당, 혹은 가정에서 사용하는 측량도구당 식품의 무게를 미리 결정하는 등 섭취분량에 대한 표준화된 자료를 구성하도록 권고하고 있다(Hankin, Huenemann 1967).

2. 연구성적에 대한 고찰

Bland와 Altman(1986)은 타당성을 평가하기 위한 일치도에 상관계수를 이용하는 것은 부적합하며 평균값을 비교하는 것이 더 적합하다고 하였지만 평균값의 비교는 대상자의 상대적 순위를 반영하고 있지 못하기 때문에 신뢰도와 타당도 평가는 상관관계의 강도를 이용하는 것이 일반적이다.

식이섭취 빈도조사설문의 신뢰도와 타당도에 관한 외국 연구의 대부분은 본 연구와 비교방법이나 조사 대상의 특성 및 표본수 등에 차이가 있기는 하지만 0.5에서 0.7정도의 상관성을 보여주고 있으며(Browe 등 1966; Goldbohm 등 1994; Hankin 등 1970; Hankin 등 1975; Hunt 등 1979; Jain 등 1982; Jensen 등 1984; Mares-Perlman 등 1993; Mullen 등 1984; Pietinen 등 1988; Rimm 등 1992; Rothenberg 등 1994; Willett 등 1985; Willett 등 1987; Willett 등 1988), 이 정도의 상관성은 연구 조건을 조절할 수 있는 실험실적 연구와 비교하면 상당히 낮은 것이나 여리달 혹은 몇년이라는 간격을 두고 자유로운 일상생활을 하는 대상자들에게서 아직까지 역학 연구에서 질병의 중요한 예측지표(predictor)로 사용하고 있는 혈압, 혈청 콜레스테롤 등의 생물학적 측정치의 상관성과 비교하면 유사한 결과로 볼 수 있다(Willett 1990). 따라서 이와같은 연구결과에서 0.5~0.7정도의 상관성을 보이면 충분히 타당한 방법으로 인정할 수 있다고 판정하기로 하였다. 그러나 본 연구의 반정량 식이섭취 빈도조사 설문은 신뢰도는 0.5이상의 상관성을 보여 인정할 수 있으나 타당도는 낮게 나타났다. 이러한 결과는 열량을 보정하지 않은 영양소 섭취량의 절대값이나 열량을 보정한 섭취량 모두 마찬가지 였으며 열량을 보정하였을 때 더 낮은 결과를 보였다. 단지 24시간 회상조사의 측정오류를 보정한 상관성이 타당도 판정기준의 경계선인 0.50을 약간 넘은 0.53으로 타당하

게 나타났을 뿐이다. 기존의 외국 연구 중 Stuff 등(1983)과 Gray 등(1984)의 연구가 있는데 Stuff 등(1983)의 연구에서는 빈도조사설문과 식사 일지법을 이용하여 산출한 영양소 간에 매우 낮은 상관성을 보였는데(철분과 인 0.00~칼슘 0.24) 조사기간 동안에 실제 영양소 섭취에 변화가 있었을 가능성이 있는 임산부를 대상으로 하였기 때문에 본 연구와 비교하기는 어렵다(Stuff 등 1983). Gray 등(1984)에서도 0.14(비타민 A)에서 0.36(비타민 C)의 낮은 상관성을 보았는데 이는 평균 섭취 횟수 범주의 범위가 너무 넓었기 때문에 대상자의 영양소 섭취를 판별할 수 없었던 것으로 보고하였다. 그러나 본 조사에서는 평균 음식의 섭취횟수범주가 8개 범주로 비교적 세분화되어 평균 음식 섭취 횟수 범주로 인하여 낮은 상관성을 보였다고 할 수는 없을 것 같다.

본 연구의 반정량 식이섭취 빈도조사 설문의 타당도가 낮게 나온 이유를 연구방법의 한계성 외에 몇가지로 생각해 볼 수 있다.

첫째, 대상자의 호응도가 낮았을 가능성이 있다. 인구집단을 대상으로 하는 연구는 대상자의 호응도가 연구의 질에 대한 결정요인이 된다. 본 연구는 동일한 대상자에게 2년여 동안 2회의 기준상황조사설문과 4~5회의 24시간 회상조사를 하였기 때문에 대상자에게 부담이 커져 호응도가 낮았을 가능성이 있다. 본 연구는 끝까지 연구에 참여한 대상만을 선택하여 자료 분석한 결과를 제시하고 있지만 Table 4의 다중 24시간 회상 조사의 각 회에 따른 평균 영양소 섭취량이 회를 거듭하면서 적어지고 있어 증명할 수는 없으나 호응도의 저하를 시사한다고 생각할 수 있다.

둘째, 40~50대의 중년 남성이라는 대상자의 특성이 타당도를 낮추는 요인일 가능성이 있다. 식이섭취에 대한 조사의 정확성은 중년층이 가장 높게 나타나며 그 중에서도 중년 여성의 남성에 비하여 식품이나 조리법, 식기의 종류, 분량 등에 익숙하여 식습관에 관한 보다 정확한 정보를 제공할 수 있다(Goldbohm 1994).

셋째, 실제 영양소 섭취량의 변이폭이 너무 작기 때문에 일 수 있다. 비록 낮은 상관성을 보였다고 해도 비교할 수 있는 연구결과들이 전혀 다른 특성의 외국인을 대상으로 이루어진 것이기 때문에 실제로 모집단이 외국 연구의 모집단에 비하여 영양소 섭취의 변이가 매우 작을 수 있으며(Morgan 등 1978) 이는 우리나라 사람들의 식사형태가 매우 유사하기 때문에 그 가능성을 짐작할 수 있다. 열량을 보정한 영양소 섭취에 대한 상관성을 타당도

평가에 이용한 것은 Willett 등(1985)이후로 대부분은 열량 보정후 상관성이 향상되었지만(Rimm 등 1992; Willett 등 1985). 본 연구에서는 열량을 보정했을 때 상관성이 대부분의 영양소에서 감소하였다. 이러한 결과는 상관성이 개인간 변이와 정확성의 함수관계이기 때문에 열량보정에 의해 감소한 개인간 변이의 감소 정도가 정확성의 향상을 능가했기 때문에 해석할 수 있다.

두 가지 조사방법으로 산출한 영양소 섭취수준에 따라 대상자를 몇개의 범주로 교차분류하여 일치도를 산출한 결과 또한 Rothenber 등(1994), Mares-Perlman 등(1992), Pietinen 등(1988), Tjonneland 등(1991)의 결과는 서로 극단의 범주로 대상자를 할당하는 분류 오류가 10%미만으로 대상자를 영양소 수준에 따라 몇개의 범주로 분류할 수 있다고 인정하였다. 그러나, 본 연구 결과는 평균 약 8%의 기준 상황조사 설문 최하위 분위 분류오류 외에는 평균 10%이상에서 약 30%까지 분류오류가 있었다. Gray 등(1984)의 교차분류 일치도는 극단의 범주로 잘못분류한 경우가 Vit A에서 22%, Vit C의 경우 14%였으나 영양보충제를 포함하여 산출한 영양소는 불일치도가 2~8%로 매우 낮아졌다. 본 연구는 영양보충제로 복용한 영양소 섭취를 포함하고 있지 않아 영양보충제 복용에 따른 일치도가 상승할 것인지는 확신할 수 없다.

본 연구의 결과가 낮은 상관성과 낮은 교차분류 일치도를 보였다고 해도 이전의 외국 연구와 대상 모집단의 특성이 다르기 때문에 단일 연구로 반정량 식이섭취 빈도조사 설문이 외국의 설문에 비하여 질이 떨어진다고 단언할 수는 없는데 우리나라 중년 남성의 식사 형태가 유사하여 영양소 섭취의 개인간 변이가 작아 영양소 섭취량에 따른 순위를 탐지하기 어려울 수 있으며 24시간 회상자료의 개인내 변이가 커서 4, 5일이 일상식이를 파악하는데 적합하지 못했을 가능성도 배제할 수 없다.

요약 및 결론

본 연구는 암질환 예방을 위한 코호트 연구에 식이요인 측정도구로 개발된 자기기록식 반정량 식이섭취 빈도조사 설문의 타당도와 신뢰도를 파악하기 위하여 서울지역 40~50대 성인 남성으로 구성된 코호트의 일부(104명)를 대상으로 92년 12월에서 95년 1월까지 2년여 동안 수행되었다. 반정량 식이섭취 빈도조사 설문은

우편조사로 2회 반복 측정하고 그 사이에 약 3개월간격을 두고 4~5회의 24시간 회상 면접 조사를 하였다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다.

1) 반정량 식이섭취 빈도조사 설문은 다중 24시간 회상조사보다 영양소 섭취량을 낮게 추정하는 경향을 보였으며, 1차 설문의 칼슘, 나트륨 섭취량 등 몇몇의 경우를 제외한 영양소 섭취에서 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 그러나 반정량 식이섭취 빈도조사 설문으로부터 산출한 대상 집단의 평균 영양소 섭취량은 단백질, 티아민, 니아신을 제외한 영양소에서 추정 가능하였다.

2) 24시간 회상 조사를 반복하여 산출한 영양소 섭취량의 재현성은 매우 낮았다.

3) 반정량 식이섭취 빈도조사의 조사-재조사로부터 산출한 영양소 섭취량의 상관성은 열량보정 이전에는 평균 0.55였고, 열량을 보정한 후의 영양소 섭취량의 상관성은 평균 0.51이었으며, 영양소의 상대적 순위에 따라 대상자를 4분위로 교차분류한 결과 중정도의 일치도를 보였다.

4) 1차 기준 상황설문의 반정량 식이섭취 빈도조사로 산출한 영양소 섭취량과 24시간 회상으로 산출한 영양소 섭취량의 상관성은 열량보정 이전의 영양소 섭취는 0.13(칼슘)에서 0.57(열량) 범위내에 있었으며, 열량, 탄수화물, 철분을 제외한 모든 영양소에서 0.5이하의 상관성을 보였고 열량보정 이후 또한 0.06(칼슘, 나트륨)에서 0.44(비타민 A)로 낮은 상관성을 보였다. 다중 24시간 회상조사의 측정오류를 보정한 상관성은 0.14(칼슘)에서 0.84(탄수화물)로 상관성이 높아졌으며, 평균 0.53이었다. 기준 상황설문의 재조사는 1차 조사보다 낮은 상관성을 보였다.

5) 24시간 회상과 빈도조사설문으로 산출한 영양소 섭취량의 상대적 수준에 따라 4분위로 교차 분류하여 볼 때 기준 상황 조사(1차 설문)의 열량, 탄수화물, 철분 섭취의 절대값을 제외한 모든 영양소에서 낮은 일치도를 나타내었고 기준상황조사의 열량 보정 영양소 섭취량과 재조사(2차 설문)의 모든 영양소 섭취에서 0.4이하의 낮은 일치도를 보였다.

6) 교차분류(cross classification)에서 최하위와 최상위 범주로 대상자를 분류하는 판별력을 24시간 회상조사에 대한 반정량 식이섭취 빈도조사의 백분율로 산출하였을 때 동일분위의 일치율은 평균 약 40%였으며, 근접한 분위까지를 포함하는 경우는 일치율은 평균 60%

에서 70%였다.

또한, 서로 극단의 범주로 대상자를 분류하는 분류오류(misclassification)는 평균 8.2%에서 31%로 영양소에 따라 상이하게 나타났다. 기준 상황 조사를 이용하여 영양소 섭취량을 사분하고 각 분위내의 24시간 회상조사 중앙값을 산출한 결과에서도 칼슘, 탄수화물 등 몇몇 영양소에서 중앙값의 순위가 기준 상황 조사의 사분위 순위와 다르게 나타났다. 그러나, 대부분의 영양소에서 최상분위와 최하분위 중앙값의 순위가 기준 상황 조사의 사분위 순위와 일치하였다.

본 연구 결과는 식이요인 측정도구로 개발된 본 연구의 반정량 식이섭취 빈도조사 설문이 40~50대 성인 남성의 전체 대상자 평균 영양소 섭취량 추정에 적합하고 반정량 식이섭취 빈도조사를 반복하였을 때 추정된 영양소 섭취량을 신뢰할 수 있지만 반정량 식이섭취 빈도조사와 24시간 회상 반복조사의 영양소 섭취량 간의 상관성이 24시간 회상조사의 측정오류를 보정한 이후에도 타당도를 인정할 수 있는 이전 연구결과의 판정 기준 경계선 주변에 위치하고 있어 타당도를 언급하기 어렵고 영양소 섭취 수준에 따른 대상자 분포의 판별력 또한 확신할 수 없다.

식이요인을 측정하여 영양소를 산출하기까지의 단계에 타당도를 떨어뜨릴 수 있는 요인들(식품성분분석표, 설문작성방법, 표준조리법, 1회섭취분량의 표준화 등)이 산재해 있어 단일의 연구 결과로 반정량 식이섭취 빈도조사 설문의 타당도를 단언할 수는 없다. 따라서 더욱 세분화된 연구들이 수행되어 종합적인 검토가 있어야 할 것으로 사료된다.

참고문헌

- 김미경 · 이상선 · 최보율 · 신영천 · 조영선 · 안윤옥(1994) : 한 농촌지역에서 식이섭취조사에 이용한 반정량 식이섭취 빈도조사법-경기도 양평지역에 거주하고 있는 주민 일부를 대상으로-. 한국영양학회지 16(1) : 54-65
- 김석영 · 윤진숙(1991) : 열량 섭취량 측정을 위한 식사섭취 조사방법의 비교. 한국영양학회지 24(2) : 132-141
- 김혜경 · 윤진숙(1989) : 식사섭취조사방법의 비교연구. 한 국영양학회지 22(1) : 23-31
- 농촌진흥청 농촌 영양개선 연구원(1991) : 식품성분표(제 4 차 개정판)
- 대한통계협회(1994) : 1993년 사망원인통계연보(인구동태신

- 고에 의한 집계). 통계청
- 백희영 · 류지영 · 최정숙 · 안윤진 · 문현경 · 박용수 · 이홍규 · 김용익(1995) : 한국 농촌 성인의 식이 설취 조사 를 위한 식품 설취 빙도 조사지의 개발 및 검증. *한국영양학회지* 28(9) : 914-924
- 서울문화사(1994) : 국, 찌개, 전골
- 안윤옥(1993) : 식이설취빙도 : 건강 통계 자료 수집 및 측정 의 표준화 연구. *대한예방의학회*, p54-76
- 안윤옥 · 박병주 · 이정권 · 이무승 · 김동현 · 신명희 · 배종면 · 이형기 · 노준양(1994) : 한국인 암질환 예방을 위한 코호트 구축연구. 서울대학교 의과대학 예방의학교실
- 이성국(1993) : 식이(Diet). *한국영양학회지* 15(1) : 1-10
- 정해랑 · 문현경 · 송범호 · 김미경(1992) : 7일 실측법에 의한 영양소 섭취량의 개인간 변이와 개인내변이. *한국영양학회지* 25(2) : 179-186, 1992
- 최영선 · 박명희(1992) : 국내 영양조사(1960~1990년)에서 적용된 영양평가 방법의 내용 및 추이분석. *한국영양학회지* 25(2) : 187-199
- 한국식품 공업협회 식품연구소(1988a) : 식품설취 실태조사 를 위한 식품 및 음식의 눈대중량
- 한국식품 공업협회 식품연구소(1988b) : 식품설취 조사방법 확립을 위한 연구
- 한국식품 공업협회 식품연구소(1992) : 국민균형식 모형 개발을 위한 연구
- 한국영양학회(1995) : 한국인 영양권장량(제 6 차개정). 사단 법인 한국영양학회
- 한국인구보건연구원(1989) : 제 5 차 개정 한국인의 영양권장량, pp91. 고문사
- 한명희 · 김미경 · 이상선 · 최보율(1995) : 설취분량 설문형에 따른 식품 설취 빙도조사법의 일치도 연구. *한국영양학회지* 28(8) : 791-799
- 한복려(1990) : 한국음식. 교문사
- 황혜성 · 한복려 · 한복진(1994) : 한국의 전통음식. 교문사
- Amstrong BK, White E, Saracci R(1992) : Validity and reliability studies : In Principles of exposure measurement in Epidemiology. Oxford University Press, New York
- Balogh M, Kahn H, Medalie JH(1971) : Random repeat 24-hour dietary recalls. *Am J Clin Nutr* 24 : 304-310
- Beaton GH, Milner J, Gorey P, McGuire V, Cousins M, Stewart E, de Ramos M, Hewitt D, Grambsch PV, Kassim N, Little JA(1979) : Sources of variance in 24-hour recall data : implications for nutrition study design and interpretation. *Am J Clin Nutr* 32 : 2456-2559
- Bland JM, Altman DG(1986) : Statistical Methods for assessing agreement between two methods of clinical measurement. *Lancet February* 8 : 307-310
- Block G(1982) : A review of validation of dietary assessment methods. *Am J Epidemiol* 115(4) : 492-505
- Block G, Hartman AM, Dresser CM, Carroll MD, Gannon J, Gardner L(1984) : A Data-Based Approach to diet questionnaire design and testing. *Am J Epidemiol* 124(3) : 453-469
- Browne JH, Gofstein RM, Morley DM, McCarthy MC(1966) : Diet and heart disease study in the cardiovascular Health Center. I. A questionnaire and its application in assessing dietary intake. *J Am Diet Assoc* 48 : 95-100
- Byers T, Marshall J, Anthony E, Fiedlen R, Zielezny M(1987) : The Reproducibility of dietary history form the distant past. *Am J Epidemiol* 125 : 999-1011
- Campbell VA, Dodds ML(1967) : Collecting dietary information from groups of older people. *J Am Diet Assoc* 51 : 29-33
- Clapp JA, McPherson RS, Reed DB, Hsi BP(1991) : Comparison of a food frequency questionnaire using reported vs standard portion sizes for classifying individuals according to nutrient intakes. *J Am Diet Assoc* 91 : 316-320
- Colditz GA, Willett WC, Stampfer MJ, Sampson L, Rosner B, Hennekens CH, Speizer FE(1987) : The influences of age, relative weight, smoking, and alcohol intake on the reproducibility of a dietary questionnaire. *Int J Epidemiol* 16 : 392-398
- Emmons W, Hayes M(1973) : Accuracy of 24-hr recalls in young children. *J Am Diet Assoc* 62 : 409-415
- Faggiano F, Vineis P, Cravanzola D, Pisani P, Xompero G, Rivoli E, Kaaks R(1992) : Validation of a method for the estimation of food portion size. *Epidemiology* 3 : 379-382, 1992
- Ferguson EL, Gibson RS, Opare-Obisaw C(1994) : The relative validity of the repeated 24h recall for estimating energy and selected nutrient intakes of rural Ghanaian Children. *Eur J Clin Nutr* 48 : 241-252
- Fleiss JL(1981) : Statistical methods for rates and proportions, 2nd ed, p224, New York, Wiley
- Goldbohm RA, van den Brandt PA, Brants HAM, van't Veer P, AL M, Stunnans F, Hermus RJJ(1994) : Validation of a dietary questionnaire used in a large-scale prospective cohort study on diet and cancer. *Eur J Clin Nutr* 48 : 253-265
- Gray GE, Paganini-Hill A, Ross RK, Henderson BE(1984) : Assessment of three brief methods of estimation of Vitamin A and C intakes for a prospective study of cancer : Comparison with Dietary History. *Am J Epidemiol* 119(4) : 581-590
- Hankin JH, Huenemann R(1967) : A Short dietary method for epidemiologic studies I. Developing standard methods for interpreting seven-day measured food records. *J Am Diet Assoc* 50 : 487-492

- Hankin JH, Messinger HB, Stallone RA(1970) : A short dietary method for epidemiologic studies. IV. Evaluation of questionnaire. *Am J Epidemiol* 91(6) : 562-567
- Hankin JH, Nomura AMY, Lee J, Hirohata T, Kolonel LN (1983) : Reproducibility of a diet history questionnaire in a case-control study of breast cancer. *Am J Clin Nutr* 37 : 981-85
- Hankin JH, Rhoads GG, Glober GA(1975) : A Dietary method for Epidemiologic study of gastrointestinal cancer. *Am J Clin Nutr* 28 : 1055-1061
- Hankin JH, Stallones RA, Messinger HB(1968) : A Short Dietary Method for Epidemiologic Studies. III. Development of Questionnaire. *Am J Epidemiol* 87(2) : 285-298
- Hunt IF, Luke LS, Murphy NJ, Clark VA, Coulson AH (1979) : Nutrient estimates for computerized questionnaires vs. 24-hr. recall interviews. *J Am Diet Assoc* 74 : 656-659
- Jain MG, Harrison L, Howe GR, Miller AB(1982) : Evaluation of a self-administered dietary questionnaire for use in a cohort study. *Am J Clin Nutr* 36 : 931-935
- Jensen OM, Wahrendorf J, Rosenqvist A, Genser A(1984) : The reliability of questionnaire derived historical dietary information and temporal stability of food habits in individuals. *Am J Epidemiol* 120(2) : 281-290
- Mares-Perlman JA, Klein BEK, Klein R, Ritter LL, Fisher MR, Freudenheim JL(1993) : A diet history questionnaire ranks nutrient intakes in Middle-aged and Older Men and Women similarly to Multiple food records. *J Nutr* 123 : 489-501
- Morgan RW, Jain M, Miller AB, Choi NW, Matthews V, Munan L, Burch JD, Feather J, Howe GR, Kelly A (1978) : A Comparison of Dietary Methods in Epidemiologic studies. *Am J Epidemiol* 107 : 488-498
- Mullen BJ, Krantzler NJ, Grivetti LE, Schutz HG, Meiselman HL(1984) : Validity of a food frequency questionnaire for the determination of individual food intake. *Am J Clin Nutr* 39 : 136-143
- Pietinen P, Hartman AM, Haapa E, Rasanen L, Hapakoski J, Palmgren J, Albanes D, Vitamo J, Huttunen JK(1988) : Reproducibility and Validity of Dietary Assessment Instruments. I. A Self-administered Food Use Questionnaire with a Portion Size Picture Booklet. *Am J Epidemiol* 128 : 655-666
- Posner BM, Borman CL, Morgan JL, Borden WS, Ohls JC (1982) : The validity of a telephone-administered 24-hour dietary recall methodology. *Am J Clin Nutr* 36 : 546-553
- Rimm EB, Giovannucci EL, Stampfer MJ, Colditz GA, Litin LB, Willett WC(1992) : Reproducibility and validity of an Expanded Self-Administered Semiquantitative Food Frequency amon Male Health Professionals. *Am J Epidemiol* 135 : 1114-1126
- Rohan T, Potter JD(1984) : Retrospective assessment of Dietary Intake. *Am J Epidemiol* 120 : 876-887
- Rothenberg E(1994) : Validation of the food frequency questionnaire with the 4-day record method and analysis of 24-h urinary nitrogen. *Eur J Clin Nutr* 48 : 725-735
- Sempos CT(1992) : Invited Commentary : Some Limitations of Semiquantitative food frequency questionnaires. *Am J Epidemiol* 135(10) : 1127-1132
- Sempos CT, Johnson NE, Smith EL, Gilligan C(1985) : Effects of intraindividual and interindividual variation in Repeated Dietary Records. *Am J Epidemiol* 121(1) : 120-130
- Sobell J, Block G, Koslowe P, Tobin J, Andress R(1989) : Validation of a retrospective questionnaire assessing diet 10-15 years ago. *Am J Epidemiol* 130 : 173-187
- Stephanic PA, Trulson MF(1962) : Determining the frequency intakes of foods in Large group studies. *Am J Clin Nutr* 11 : 335-343
- Stevens RA, Bleiler RE, Ohlson MA(1963) : Dietary intake of five groups of subjects. 24-hour recall diets vs. dietary patterns. *J Am Diet Assoc* 42 : 387-393
- Stuff JE, Garza C, Smith EO, Nichols BL, Montandon CM (1983) : A Comparison of dietary methods in nutritional studies. *Am J Clin Nutr* 37 : 300-306
- Thomson AM(1958) : Diet in pregnancy. I. Dietary survey technique and the nutritive value of diets taken by primigravidae. *Br J Nutr* 12 : 446-461
- Todd KS, Hudas M, Calloway DH(1983) : Food intake measurements : problems and approaches. *Am J Clin Nutr* 37 : 139-146
- Tronneland T, Overvad K, Haraldsdottir J, Bang S, Ewertz M, Jensen OM(1991) : Validation of a Semiquantitative Food Frequency Questionnaire Developed in Denmark. *Int J Epidemiol* 20 : 906-912
- Willett WC(1990) : Nutritional Epidemiology. Oxford University Press
- Willett WC, MacMahon B(1984) : Diet and Cancer-An Overview. *N Engl J Med* 310 : 633-638 and 677-701
- Willett WC, Sampson L, Brown ML, Stampfer MJ, Rosner B, Hennekens CU, Speizer FE(1988) : The use of a self-administered questionnaire to assess diet four years in the past. *Am J Epidemiol* 127 : 188-199
- Willett WC, Sampson L, Stampfer MJ, Rosner B, Bain C, Witschi J, Hennekens CH, Speizer FE(1985) : Reproducibility and Validity of a semiquantitative food frequency questionnaire. *Am J Epidemiol* 122 : 51-65

394 · Reproducibility and validity of a food frequency questionnaire

Willett WC, Reynolds RD, Cottrell-Hoehner S, Sampson L,
Browne ML(1987) : Validation of a semiquantitative
food frequency questionnaire : Comparison with a 1-
year diet record. *J Am Diet Assoc* 87(1) : 43-47

Willett WC, Stampfer MJ(1986) : Total Energy intake : Im-
plications for epidemiologic analysis. *Am J Epidemiol*
124 : 17-27