

반정량식품섭취빈도조사지의 타당성 검증 및 보정

- 지역사회 유전체 코호트 참여자를 대상으로 -

안윤진 · 이지은 · 조남한¹⁾ · 신철²⁾ · 박찬 · 오범석 · 김규찬[†]

국립보건연구원 유전체연구부, 아주대학교 의과대학 예방의학교실,¹⁾
고려대학교 의과대학 안산병원 호흡기내과학교실²⁾

Validation and Calibration of Semi-Quantitative Food Frequency Questionnaire

- With Participants of the Korean Health and Genome Study -

Younghin Ahn, Ji Eun Lee, Nam Han Cho,¹⁾ Chol Shin,²⁾

Chan Park, Berm Seok Oh, Kuchan Kimm[†]

National Genome Research Institute, National Institute of Health, Korea Center for Disease Control, Seoul, Korea

Department of Preventive Medicine,¹⁾ Ajou University School of Medicine & Hospital, Suwon, Korea

Department of Respiratory Internal Medicine,²⁾ Ansan Hospital, Korea University Medical Center, Ansan, Korea

ABSTRACT

We carried out a validation-calibration study of the food frequency questionnaire (FFQ) that we had previously developed for a community-based cohort of the Korean Genome and Health Study of the Korea National Genome Research Institute. We have collected a total of 254 3-day diet records (DRs) from 400 subjects, 200 each randomly selected from the two study cohorts of Ansong and Ansan. FFQ was administered at the time of cohort recruitment in 2001, and DRs were collected during a two month period from January through February of 2002. The mean age was 52.2 years. Farming for men and housewife for women were the most common occupations. The majority of the subjects had undergone 6~12 years of education. The general characteristics including demographic and other data were not different from the total cohort subjects. Absolute levels of consumed nutrients including total energy (energy), protein, fat, carbohydrate, calcium, phosphorus, sodium, potassium, iron, retinol, carotene, vitamin A, thiamin, riboflavin, niacin and vitamin C were compared. The average of energy intake was not significantly different between the data collected by the 2 methods. However, consumptions of protein and fat were higher in data of DRs, whereas that of carbohydrate was higher in FFQ data. Significant correlation of each nutrient consumption between the data sets was observed ($p < 0.05$) except in the case of iron, while the average correlation coefficient between them was 0.22 ranging from 0.33 for energy to 0.11 for iron. The results of cross classification by quantile for exact classification ranged from 25.2% (carotene) to 35.0% (phosphorus), and from 64.6% (vitamin A) to 76.4% (retinol) for adjacent classification. The proportion of completely opposite classification was 8.1% in average. Calibration slope was estimated by regression and calibration parameters ranged from 0.025 for carotene to 0.423 for niacin. We conclude that the FFQ we have developed is an appropriate tool for assessing the nutrient intakes as ranking exposures in epidemiology studies in view that amounts of consumed nutrients obtained by FFQ were similar to those collected by DRs, that correlations between consumed nutrients collected by these methods were significant, and that classification results were relatively fair. The correlation coefficients, however, were lower than expected, which may be mainly due to the survey season. In fact, any short-term dietary survey cannot accurately reflect the overall dietary intakes that change heavily depending on seasons. Further studies including the analysis of chemical indices would be helpful for the studies of causal relationship between the diet and disease. (*Korean J Community Nutrition* 9(2) : 173~182, 2004)

KEY WORDS : food frequency questionnaire (FFQ) · diet record (DR) · validation · calibration

채택일 : 2004년 3월 23일

[†]Corresponding author: Kuchan Kimm, National Genome Research Institute, National Institute of Health, Korea Center for Disease Control, 5 Nokbun dong Eunpyung Gu, Seoul 122-701 Korea

Tel: (02) 380-1522, Fax: (02) 354-1063, E-mail: k2kimm@nih.go.kr

서론

식이요인은 질병발생과 관계된 중요한 환경요인으로 인식되고 있으며, 질병의 발생원인을 밝히기 위한 코호트연구나 환자-대조군연구에서 장기간의 식이섭취상태를 조사하기 위한 도구로 식품섭취빈도조사법이 널리 이용되고 있다.

식품섭취빈도조사법은 제시된 식품항목에 대해 기준기간의 섭취빈도 혹은 섭취빈도와 섭취분량을 표시하게 하여 식품섭취량을 조사하는 방법으로, 조사자와 응답자의 부담이 적고, 비용이 적게 들며, 자가기록이 가능하므로 대규모의 역학조사에서 선호되고 있다. 이 방법이 장기간의 식습관을 잘 측정할 수 있는 도구임에도 불구하고, 제시된 식품목록과 분량이 제한적이므로 어느 집단에서는 타당한 결과를 가지나, 또 다른 집단에서는 타당하지 못한 경우들이 있으며 (Kabagambe 2001), 제한된 목록과 기억에 의존하는 등의 이유로 측정오차(measurement error)를 가질 수 있다 (Jain 2003). 이 측정오차는 질병에 대한 식이요인의 위험도(risk)의 정도가 희석되는 등 역학조사에서 식품섭취빈도조사에 의한 조사결과를 해석하기 어렵게 하는 경우도 있다(Willett 1998; Stram 2000).

따라서, 식품섭취빈도조사에 의한 결과가 실제 식이섭취를 반영하는지 확인하기 위해서는 표준방법(reference method)을 통한 식품섭취빈도조사지의 타당성을 검증하여야 하며, 표준방법으로 조사된 실제 섭취량 자료는 측정오차에 의한 식이요인과 질병발생간의 상관성희석(attenuation of association)을 보정하는데 이용할 수 있다(Johansson 2002). 실제 식이섭취량을 측정하기 위한 표준방법으로는 주로 식이기록법(diet record)나 24시간 회상법(24 hour recall method)이 이용된다. 타당성 연구에서 식품섭취빈도조사의 결과와 표준방법에 의한 실제 섭취량의 상관성은 개인내 변이가 큰 경우 0에 가깝게 되기 때문에, 표준방법에 의해 조사된 여러 날의 식이섭취결과로부터 개인 내 변이와 개인 간 변이의 비를 구하여 보정계수를 산출한 후 두 방법의 상관계수를 보정해줄 수 있다(Willett 1998).

질병에 대한 식이요인의 위험도에서 나타날 수 있는 상관성희석은 회귀계수보정(regression calibration)을 통해 보정할 수 있는데, 이는 연속변수보정에 많이 이용되는 방법이다. 식품섭취빈도조사법으로 관찰된 값을 독립변수로 설정하고, 세부연구를 통해 조사된 실제섭취량을 연속변수로 설정하여 단순선형회귀모형을 구하고, 구한 회귀모형에 식품섭취빈도조사법에 의해 조사된 개개의 영양소 값들을 적용시켜 실제섭취량의 추정값을 구할 수 있다. 이렇게 추

정된 값은 개인의 집단 내 순위를 변동시키지 않고 영양소 섭취량의 참값을 얻을 수 있으므로, 위험수준을 비교적 정확하게 파악할 수 있다는 장점이 있으며(Willett 1998), 회귀식의 기울기는 질병에 대한 식이요인의 위험정도를 보정하여 보정된 위험정도(corrected relative risk)등을 구할 수 있다(Stram 2000).

본 연구는 유전체 역학연구를 위한 전향적 코호트 연구에서 사용하기 위하여 개발한 식품섭취빈도조사지에 대한 타당성을 검증하고 측정오차에 대한 보정방법을 제안하기 위하여 수행되었다. 코호트 대상자의 일부를 대상으로 식품섭취빈도조사법과 3일간의 식이기록법을 실시한 후 두 방법으로 조사한 결과의 상관성을 비교하여 전통적인 타당성을 검증하였으며, 식품섭취빈도조사법에 의해 조사된 영양소 섭취량을 보정할 수 있는 방법으로 회귀계수를 제시하였다.

조사대상 및 방법

1. 조사대상자 및 조사기간

본 연구는 국립보건연구원 유전체연구부에서 시행 중인 유전체역학연구를 위한 지역사회코호트 참여자들 중 일부를 대상으로 실시하였다. 이 코호트 연구는 40~69세의 성인을 대상으로 하고 있으며, 농촌지역으로 안성, 중소도시 지역으로 안산을 선정하여 2001년 5월부터 각각 5,000명 가량의 규모로 총 10,040명을 대상으로 수행되고 있다. 식품섭취빈도조사지의 타당성검증을 위한 본 연구의 대상자는 코호트 참여자들 중에서 연령 및 성별구조에 맞추어 임의추출하였으며, 응답율을 고려하여 각 지역에서 200명씩 총 400명을 선발하였다. 식이기록법에 응답한 사람은 326명(81.5%)였고, 식품섭취빈도조사와 식이기록법조사에 모두 참여한 대상자는 302명(75.5%)이었으며, 식품섭취빈도조사시 주식을 하루에 6끼 이상 먹는다고 답한 사람과 3일간의 식이기록 중 4끼 이상을 먹지 않았다고 답한 자료를 제외하고 254명(남자 126명, 여자 128명)의 결과를 이용하여 분석하였다.

2. 식이섭취조사

1) 반정량 식품섭취빈도조사지(Semi-quantitative food frequency questionnaire)

당뇨, 고혈압, 골다공증 등을 중점적으로 연구하기 위한 코호트를 구축하는 과정에서 만성질환의 위험요인 중 하나인 식이섭취습관을 조사하기 위하여 반정량 식품섭취빈도

조사지를 개발하였으며, 이를 위하여 '98 국민건강·영양조사의 24시간 회상법 자료를 이용하였다. 식품목록은 17가지 영양소에 대하여 90%의 절대적인 기여식품과 개인간의 변이를 90%까지 설명할 수 있는 식품을 고려하여 98가지 식품을 선정하였고 계절적인 변이 등으로 자주 섭취되지만 두가지 방법으로 선정되지 않은 식품을 추가하여 최종 103가지 식품으로 구성하였다. 섭취빈도는 '거의 안먹음', '한달에 1회', '한달에 2~3회', '일주일에 1~2회', '일주일에 3~4회', '일주일에 5~6회', '하루에 1회', '하루에 2회', '하루에 3회이상'의 9개범주로 구분하였고, 1회섭취량은 24시간회상법의 중간값을 고려하여 기준량을 설정한 후 '더 적음' (0.5배), '기준량', '더 많음' (1.5배)으로 구분하였다. 식품섭취빈도조사의 개발과정은 이미 보고한 바 있다(Ahn 2003). 식품섭취빈도조사는 2001년 7월부터 12월까지 코호트를 구축할 때 참여자들에게 일대일 면접방법으로 조사하였으며, 면접시 기준량의 실물크기사진을 제시하고 그에 따라 빈도와 분량을 표시하도록 하였다.

2) 3일 식이기록법(3-day dietary record)

식이기록법은 대상자들에게 3일간 섭취한 음식명과 재료 식품명, 식품의 섭취량, 매식여부, 식사시간을 날짜별로 기입하도록 하였고, 주중과 주말을 모두 포함하여 연속된 3일을 기록할 수 있도록 하였다. 훈련된 조사원들이 대상자를 직접 방문하여 식이기록지 작성 요령을 설명하고 2일째 되는 날에 전화로 기록여부를 확인하도록 하였으며, 식이기록지 수거 시에 미비한 부분의 확인이나 특정 브랜드식품에 대한 확인을 하도록 하였다. 섭취분량에 대한 정확한 추정을 위하여 실물크기의 그릇과 접시크기를 나타낸 그림을 제시하고 그림의 번호를 함께 기입하여 분량을 표시하도록 하였다.

3. 영양소섭취량 분석

조사된 식품섭취빈도조사결과는 코드화하여 자체 개발한 입력·계산 프로그램(한국인 유전체역학정보 관리시스템 ver. 1.0)에 입력하였다. 개인의 영양소 섭취량은 각 식품별로 대상자가 응답한 섭취빈도와 1회 섭취량을 곱하여 각 1일 섭취무게로 환산하고 그 무게에 따라 식품성분표의 100g 당 영양소 함량(The Korean Society of Nutrition 2000)을 근거로 환산하였으며, 개인별 1일 영양소섭취량은 식품목록의 식품별 영양소섭취량을 합산하여 구하였다. 식품목록의 식품항목이 여러 가지 식품들로 구성되어있는 경우 '98 국민·건강영양조사의 24시간회상법에서 나타난 식품의 섭취빈도를 이용한 가중평균을 구하여 사용하였다.

식이기록법은 한국인 영양권장량 7차개정(2000)의 식품 영양가표 분류기준으로 코딩한 후 MS Access로 개발한 입력 프로그램을 이용하여 입력·계산하였다. 식품의 코딩은 훈련된 영양사들이 실시하였으며, 섭취분량에 대한 기입이 모호한 경우에는 대한영양사회에서 발간된 '사진으로 보는 음식의 눈대중량' (1999)를 이용하여 보완하였다. 식품의 조리형태에 따라 영양소 함량에 차이가 크므로 조리된 식품에 대한 영양성분정보가 있는 경우 이를 고려하여 코딩하였다. 입력된 식이기록법 결과는 한국인 영양권장량 7차개정(2000)에 수록되어있는 식품영양가표를 이용하여 영양소 함량으로 환산되었다.

4. 통계처리

대상자의 연령 및 신체적 특성은 '평균 ± 표준편차' 형태로 제시하고, 코호트 전체대상자와 타당성 연구대상자와의 특성은 t 검정(t-test)을 이용하여 비교하였으며, 그 밖의 대상자 특징은 특징별로 대상자의 분포상태를 제시하고, 대상집단의 분포는 χ^2 분석으로 비교하였다. 식품섭취빈도조사와 식이기록법에 의한 영양소 섭취량은 열량, 단백질, 지방, 탄수화물, 칼슘, 인, 철분, 칼륨, 비타민 A, 나트륨, 티아민, 리보플라빈, 니아신, 비타민 C, 레티놀 및 카로틴 등 16가지 영양소를 대상으로 하였으며, '평균 ± 표준편차' 형태로 제시하였다. 두 조사방법의 섭취량 비교는 쌍체 t 검정(paired t-test)을 이용하였고, 각 영양소별 상관관계는 피어슨 상관계수(Pearson's correlation coefficient)로 확인하였다. 정규성을 향상시키기 위하여 각 영양소 섭취량에 자연로그를 취하여 분석하였다. 모든 기초통계량산출과 검정은 SAS (ver. 8.2 SAS Institute Inc, Cary, NC)를 이용하였다.

식이조사과정에서 발생하는 측정오차에 의하여 영양소 섭취량의 상관계수가 희석될 수 있으므로 이를 보정하기 위하여 다음과 같은 식으로 보정된 상관계수(corrected correlation coefficient)를 구하였고, 개인내 변이와 개인간 변이는 SAS의 GLM procedure를 통하여 구한 후, 그 비(ratio)를 식이기록의 반복날짜수로 나누어 희석보정계수(deattenuation factor)를 구하였다.

$$C_r = r \times \text{희석보정계수} = r (1 + \lambda_x/n_x)^{\frac{1}{2}}$$

{ C_r 는 보정된 상관계수, r 는 관찰된 상관계수, λ_x 는 개인내변이에 대한 개인간변이의 비(ratio), 그리고 n_x 는 식이기록의 반복날짜수}

영양소섭취량의 섭취순위비교를 위하여 각 영양소섭취량을 4분위로 나눈 후 교차비교(cross classification)를 실시하여 일치되는 정도와 정반대로 분류되는 정도를 %로 제시하였다.

식품섭취빈도조사를 통해 구한 영양소 섭취량(Q_i)으로부터 구할 수 있는 실제 영양소 섭취량(x_i) 추정식을 다음과 같이 가정하고,

$$E(x_i | Q_i) = a + bQ_i$$

절편 a 와 기울기 b 를 3일간의 기록법에 의한 영양소섭취량(z_i)와 식품섭취빈도조사를 통해 구한 영양소 섭취량(Q_i)의 회귀식을 통하여 구하였다.

결과 및 고찰

대상자 254명에 대한 일반적인 특징을 Table 1에 제시하였다. 평균연령(± 표준편차)은 52.2세(± 8.7)(40~69세)로 남자는 52.5(± 8.8)세, 여자는 51.9(± 8.5)세였다.

Table 1. Comparison of general characteristics between validation subjects and total cohort population (n = 254)

	Validation subjects		Cohort population	
	Mean	SD	Mean	SD
Age (years)	52.2	8.7	52.2	8.9
Height (cm)	159.6	7.7	159.9	8.6
Weight (kg)	62.3	9.5	63.0	10.1
BMI (kg/m ²)	24.4	3.2	24.6	3.1
	Frequency	%	Frequency	%
Sex				
Males	126	49.6	4763	47.4
Females	128	50.4	5277	52.6
Marital status				
Married	230	90.6	8923	88.9
Single	21	8.3	1015	10.1
Missing	3	1.1	105	1.0
Occupation				
Professionals	9	3.5	387	3.9
Clerical staffs	7	2.8	428	4.3
Small business	33	13.0	1408	14.0
Salesmen	4	1.6	127	1.3
Farmers	75	29.5	2742	27.3
Laborers	9	3.5	550	5.5
Housewives	77	30.3	2839	28.3
The unemployed	9	3.5	322	3.2
The rest	29	11.4	1159	11.5
Missing	2	0.8	80	0.8
Education levels				
~6 years	90	35.4	3346	33.3
7~12 years	141	55.5	5293	52.7
13 years~	23	9.1	1307	13.0
Family income (10,000 Won/mo)				
<100	87	34.3	3508	34.9
100~200	86	33.9	2887	28.8
200~300	48	18.9	1749	17.4
300~400	15	5.9	958	9.5
400≤	16	6.3	732	7.3
Missing	2	0.8	208	2.1

Table 2. Correlation coefficients and nutrient intakes estimated by semi-quantitative food frequency questionnaire and 3-day record (n = 254)

Nutrients	FFQ	3-day record	Pearson's correlation coefficients ²⁾	
	Mean ± SD	Mean ± SD	Crude	Corrected
Energy (kcal)	1845.8 ± 476.9	1800.9 ± 376.9	0.33 ^{***3)}	0.41
Protein (g) ^{****)}	62.5 ± 21.6	74.8 ± 21.5	0.28 ^{***}	0.32
Fat (g) ^{***}	28.9 ± 14.7	41.3 ± 18.5	0.27 ^{***}	0.29
Carbohydrate (g) ^{***}	328.3 ± 78.7	278.8 ± 55.0	0.27 ^{***}	0.36
Ca (mg) ^{**}	477.9 ± 226.8	532.4 ± 218.2	0.17 ^{**}	0.21
P (mg) ^{**}	972.9 ± 314.2	1081.5 ± 291.2	0.27 ^{***}	0.32
Fe (mg) ^{**}	10.4 ± 4.1	14.4 ± 13.7	0.11	0.12
K (mg) ^{**}	2463.7 ± 933.3	2644.1 ± 770.6	0.28 ^{***}	0.29
Na (mg) ^{***}	3157.2 ± 1503.4	4534.6 ± 2105.7	0.18 ^{**}	0.19
Vitamin A (R.E.) ^{**}	524.3 ± 347.2	623.2 ± 441.3	0.12 [*]	0.15
Retinol (ug)	63.7 ± 50.6	63.1 ± 55.1	0.29 ^{***}	0.29
Carotene (ug)	2700.1 ± 2223.8	3089.9 ± 2552.6	0.16 ^{**}	0.19
Thiamin (mg)	1.17 ± 0.42	1.19 ± 0.42	0.17 ^{**}	0.19
Riboflavin (mg) ^{***}	0.97 ± 0.37	1.27 ± 0.75	0.19 ^{**}	0.23
Niacin (mg) ^{***}	14.8 ± 5.09	17.6 ± 6.93	0.31 ^{***}	0.40
Vitamin C (mg) ^{***}	129.7 ± 76.5	105.8 ± 57.8	0.23 ^{***}	0.30

1) Nutrient intakes assessed by two methods were significantly different by paired t-test (*: p < 0.05, **: p < 0.01, ***: p < 0.001)

2) All data are log-transformed

3) Correlation coefficients were significant (*: p < 0.05, **: p < 0.01, ***: p < 0.001)

대상자는 대부분 결혼한 상태였고, 주요직업은 농부(29.5%)와 가정주부(30.3%), 자영업(13.0%), 기타직업(11.4%) 등으로 나타났다. 교육수준은 중학교 혹은 고등학교까지 마친 사람들이 반수 이상이었으며, 9.1%에 달하는 대학교 이상의 교육을 받은 사람들은 모두 중소도시지역에 분포하고 있었다(데이터 제시 안함). 가구수입은 월 100만 원 이하인 사람들과 100~200만 원정도인 사람들은 각각 34% 내외였다. 농촌지역과 중소도시지역으로 비교하여 보았을 때, 가구당 200만 원이상의 소득을 얻고 있는 사람들은 중소도시지역에 많이 분포하고 있었다(데이터 제시 안함). 타당성과 보정을 위한 조사에 참여한 대상자의 특성은 t 검정과 χ^2 분석으로 코호트 전체의 특성과 차이가 없음을 확인하였다.

Table 2에는 식품섭취빈도조사법과 식이기록법에 의해 조사된 1일 평균 영양소 섭취량을 제시하였다. 두 방법으로 조사한 영양소 섭취량을 비교하면 열량 섭취량은 식품섭취빈도조사에 의한 결과가 높게 나타났으나 유의적인 차이는 없었고, 탄수화물과 비타민 C의 섭취량은 식품섭취빈도조사에 의해 조사된 결과가 유의적으로 높게 나타났으며, 나머지 영양소들은 식이기록법에 의한 평균 1일 영양소 섭취량이 높게 나타났다. 열량, 철분, 나트륨, β -carotene 등은 그 섭취량이 양념의 섭취에 의해 크게 영향받을 수 있는데(Shim 1997), 본 연구에서도 지방과 나트륨 등 양념을 통해서 섭취되는 경우가 많은 영양소는 식품섭취빈도조

사지의 특성상 조사식품항목에서 양념이 제외되었기 때문에(Ahn 2003), 식품섭취빈도조사지에 의한 결과가 실제보다 낮게 나타났을 것으로 추정된다. 식품섭취빈도조사법에 의해 측정된 영양소 섭취량은 식품목록이 많을수록 영양소 섭취량이 과대평가 될 수 있다고(Willett 1998) 하였는데, 우리나라의 결과를 살펴보면 Kim 등의 연구(1996)에서는 식품섭취빈도조사지에 의한 영양소섭취량이 24시간 회상법의 결과보다 낮게 보고되어 본 연구와 비슷한 결과를 나타내고 있으나 Kim & Yang (1998)의 식품섭취빈도조사지를 제외한 다른 연구의 조사지(Won & Kim 2000; Choi 등 2001; Lee 등 2002; Shim 등 2002)는 본 연구의 조사지보다 식품항목이 적었음에도 불구하고, 식품섭취빈도조사지에 의한 조사결과가 더 높았다고 보고되었다. 이러한 경향의 차이는 식품목록의 수 뿐 만 아니라 식품목록의 형태(식품재료형태인가, 조리된 음식의 형태인가)와 표준방법(식이기록법인가, 24시간회상법인가)에 의해 달라질 수 있을 것으로 생각된다.

식품섭취빈도조사법과 식이기록법에 의한 영양소 섭취량 사이의 Pearson 상관계수를 살펴보면 모든 영양소에서 비교적 낮은 상관계수를 나타내고 있다. 열량의 상관계수가 0.33으로 가장 높았고 철분의 상관계수가 0.11으로 가장 낮게 나타났다. 그러나 철분을 제외한 모든 영양소에서 상관관계는 통계적으로 유의하게 나타났다(p < 0.05). 식품섭

취빈도조사법과 식이기록법에 의한 영양소 섭취량 사이의 Pearson 상관계수를 희석보정계수(deattenuation factor)로 보정한 변이보정상관계수(corrected correlation coefficient)는 철분을 제외한 모든 영양소에서 상승하였으며, 열량 0.41, 탄수화물 0.36, 니아신 0.40 등은 비교적 크게 상승하였다.

본 연구와 대상자 연령수준이 비슷한 국내연구결과를 살펴보면 Kim 등(1996)의 연구에서 1년에 대한 식품섭취빈도조사 2회의 결과와 4회의 24시간 회상법 결과에 의한 타당성 연구결과 첫번째 FFQ에서는 0.13(칼슘)~0.57(열량)의 상관계수를 나타내었으며 변이를 보정한 후 0.14(칼슘)~0.82(열량)로 크게 상승하였으나, 2차의 FFQ에서는 변이를 보정 후에도 1차 FFQ의 결과와 비교하여 낮은 평균 0.37 정도의 상관계수를 나타내었다. Shim 등(2002)의 30세 이상의 성인을 대상으로 식이기록법을 이용하여 조사한 타당성 연구에서 나타난 상관계수는 남자에서 0.15~0.35, 여자에서 0.32~0.55로 나타났으나, 이는 총열량과 지질에 대해서만 보고하고 있다. 외국의 연구에서도 Willett의 보고(1985)에 의하면 4회의 7일간 식이기록법과 1년간격 2회의 FFQ와의 비교에서 첫 번째 FFQ와의 상관계수는 0.18(단백질)~0.53(전체 비타민 C)의 상관정도를 보였고, 4회의 식이기록법을 조사한 이후에 실시한 두 번째 FFQ와 4회의 식이기록법평균과의 상관계수도 0.26(보충제가 빠진 비타민 A)~0.73(전체 비타민 C) 정도로 나타났다. Jain 등(2003)의 3회의 24시간회상법과 두 번의 식품섭취빈도조사결과의 비교에서 0.21(비타민 A, 남자)~0.79(탄수화물, 여자) 정도의 상관성을 보고했고 대부분의 영양소가 변이보정을 하였을 때 그 상관성이 상승하는 것을 보여주었다. Ogawa 등(2003)의 암 연구를 위한 코호트를 대상으로 한 연구보고에서도 0.25~0.58(남자)와 0.30~0.69(여자) 정도의 상관성을 보고하고 있으며 변이보정상관계수는 -0.03~0.22 정도의 상승을 나타내었다.

Willett (1998)에 의하면 식품섭취빈도조사의 타당성 연구에서 일반적으로 보고되는 상관계수는 조사대상의 특성이나 식품항목의 수, 표본 수, 설문형태 등에 따라 차이가 있으나 에너지 보정후 약 0.6~0.7 정도라고 하였으며, 이 정도의 상관계수는 인구집단을 대상으로 하는 역학연구에서는 상당히 높은 것으로 간주될 수 있다. 또한 국내 연구에서 보고된 상관계수를 검토하여 보았을 때 0.16~0.71 정도로 보고하고 있으며(Paik 1995; Kim 등 1996; Kim & Yang 1998; Won & Kim 2000; Choi 등 2001; Lee 등 2002; Shim 등 2002), 평균 0.3~0.5 정도의 결과를 보고하고 있는 것으로 보아 우리나라 연구결과에서 보편적으로

확인할 수 있는 식품섭취빈도조사지의 타당성연구에서 나타난 상관계수는 0.3~0.5 정도라고 할 수 있다. 그러나, 우리나라에서 지금까지 보고된 타당성 연구의 상관계수는 변이를 보정하지 않은 값이므로, 희석보정계수를 적용하여 상관성을 확인한다면 보다 정확한 상관정도를 확인할 수 있을 것으로 사료된다.

순위에 의한 분류정도를 비교하기 위하여 두 가지 방법으로 측정된 각 영양소 섭취량을 4 분위로 나누어 대상자를 분류하였다. 4 분위 분류정도에 따라 기록법의 결과에서 가장 낮은 분위로 분류된 사람들에서 식품섭취빈도조사법의 결과도 가장 낮은 분위로 분류될 확률과 그 근접분류될 확률, 기록법의 결과로 가장 높은 분위로 분류된 사람들에서 식품섭취빈도조사법의 결과도 가장 높은 분위로 분류될 확률과 그 근접분류될 확률을 Table 3에 제시하였다. 식이기록법이 가장 낮은 분위로 분류된 사람들에서 식품섭취빈도조사법의 결과도 가장 낮은 분위로 분류될 확률은 평균 37.0%였고 그 근접분위까지 포함한 근접분류정도는 평균 62.9%였다. 식이기록법에서 가장 높은 분위로 분류된 사람들에서 빈도법의 결과도 가장 높은 분위로 분류될 확률은 평균 33.1%이고, 그 근접분위까지 포함한 근접분류정도는 평균 58.6%였다. 낮은 분류에서와 높은 분류에서 살펴본 분류일치정도는 Paik 등(1995)의 48% (lowest), 27% (highest), Kim

Table 3. Percent of classifying subjects into the same levels by food frequency questionnaire with 3-day record based on cross classification by quantiles (%)

FFQ	3 day records		Lowest quantile	Highest quantile
	Lowest (%)	Lowest 2 (%)	Highest (%)	Highest 2 (%)
Nutrients				
Energy	40.6	60.9	30.2	63.5
Protein	36.5	65.1	31.3	56.3
Fat	39.7	65.1	34.4	60.9
Carbohydrate	37.5	60.9	29.7	60.9
Ca	39.1	64.1	30.2	54.0
P	46.0	69.8	39.1	64.1
Fe	31.8	63.5	28.1	51.6
K	38.1	60.3	42.9	68.3
Na	31.8	54.0	39.1	59.4
Vitamin A	29.7	59.4	23.8	52.4
Retinol	44.4	69.8	44.4	63.5
Carotene	33.3	65.1	26.6	56.3
Thiamin	36.5	63.5	32.8	51.7
Riboflavin	34.4	59.4	32.1	53.1
Niacin	38.1	63.5	29.7	60.9
Vitamin C	34.9	61.9	34.9	60.3
Average	37.0	62.9	33.1	58.6

등(1996)의 40% (lowest), 40% (highest), Won & Kim (2000)의 51% (lowest), 44% (highest) 등의 결과와 비교해볼 때 본 연구의 결과가 다소 낮게 나타났다. Willett (1985) 등의 연구에서도 식이기록법이 가장 낮은 분위로 분류된 사람들에서 빈도법의 결과도 가장 낮은 분위로 분류될 확률은 평균 48%였고 그 근접분위까지 포함한 근접분류정도는 평균 74%였으며, 식이기록법이 가장 높은 분위로 분류된 사람들에서 빈도법의 결과도 가장 높은 분위로 분류될 확률은 평균 49%이고, 그 근접분위까지 포함한 근접분류정도는 평균 77%로 본 연구결과와 비교하여 높은 일치율을 보였다.

Table 4에 같은 분위에 분류될 확률과 1차 근접분위까지 분류가 일치하는 정도를 계산하여 제시하였다. 같은 분위에 분류되는 정도는 평균 30% 정도로, 카로틴이 가장 낮은 25.2%였고, 칼륨이 33.5%로 가장 높은 일치도를 나타내었다. 1차 근접분위까지의 일치도에서 열량은 71.7%로 76.4%의 일치도를 보인 레티놀에 이어 두 번째 높은 일치율을 보였고, 비타민 A의 근접 일치도는 64.6%로 가장 낮게 나타났으며, 평균 근접분위 일치도는 69.2%였다. 정 반대로 분류될 확률은 평균 8.1%이며, 근접분위 일치도가 가장 낮았던 비타민 A의 불일치도가 가장 높아 10.2%였으며 칼륨은 불일치도가 가장 낮아 5.5%를 나타내었다.

Paik 등(1995)의 연구에서 24시간 회상법과 식품섭취빈도조사법에 의한 영양소 섭취분류가 일치하는 사람들

Table 4. Agreement rate of each nutrient by quantile cross classification between food frequency questionnaire and 3-day record

Nutrients	Agreement rate (%)		Disagreement (%)
	Exact	2nd quantile	
Energy	31.5	71.7	7.5
Protein	27.6	68.1	7.9
Fat	33.1	70.5	9.1
Carbohydrate	29.1	70.9	8.3
Ca	29.9	68.9	6.7
P	35.0	72.8	7.5
Fe	28.0	67.7	8.3
K	33.5	70.9	5.5
Na	31.1	68.1	7.9
Vitamin A	25.6	64.6	11.0
Retinol	37.0	76.4	7.1
Carotene	25.2	65.4	9.1
Thiamin	31.5	66.1	9.1
Riboflavin	28.7	66.5	10.2
Niacin	31.1	69.3	7.1
Vitamin C	31.5	68.5	7.9
Average	30.6	69.2	8.1

의 비율은 평균 28%로 본 연구의 결과와 비슷하였으나, Rodriguez 등(2002)에 의한 24시간 회상법결과와 반정량 식품섭취빈도조사법의 결과가 정확하게 같게 분류될 확률은 평균 37.7%로 본 연구보다 약간 높았고, 정반대로 분류될 확률은 11% 이하로 본 연구결과와 비슷하였다. 일본의 연구에서는 일치도가 다소 높아 35~56%정도의 일치도를 나타냈으며 근접일치도는 평균 80% 이상 되는 것으로 나타났고(Ogawa 2003), 영국의 보고에서도 본 연구보다 높은 26~52%의 일치도를 나타내었다(McKeown 2001).

Table 5에는 회귀모형에 의한 기울기 *b*와 절편 *a*를 제시하였다. 조사된 영양소 섭취량을 회귀모형을 이용하여 실제섭취량으로 추정할 수 있는데 기울기가 1과 차이가 크면 보정의 필요 정도가 크다고 할 수 있다. 본 연구의 결과에서는 카로틴, 철분, 비타민 A의 순으로 보정필요성이 큰 것을 볼 수 있다.

Table 5에서 구한 회귀모형은 식품섭취빈도조사법으로 조사된 영양소 섭취량을 보정에 이용되어 그 보정된 값으로 총화 혹은 다변량 분석등의 추가분석을 시행할 수 있으며, 상대위험도(relative risk)를 구할 때에도 보정된 값을 이용하면 개인의 상대적 순위는 변하지 않으면서, 절대적인 노출량(섭취량)은 보정할 수 있다(Willett 1998). 또한, 기울기 *b*는 질병과 식품섭취빈도조사에 의한 영양소섭취와의 관계를 다중 로그 회귀분석(multiple logistic regression)을 이용하여 분석할 때 로그 위험도(log relative risk)를 기울기 *b*로 나누어서 측정오차를 보정하기 위해 사용된다(Rosner 1990; Rosner 1992; Stram 2000).

Table 5. Regression slopes between average of 3-day record and food frequency questionnaire

	Intercept <i>a</i>	Slope <i>b</i>
Energy	1323.59	0.2586
Protein	59.02	0.2531
Fat	32.09	0.3168
Carbohydrate	216.27	0.1904
Ca	461.92	0.1474
P	851.80	0.2361
Fe	14.08	0.0293
K	2086.17	0.2265
Na	3306.18	0.3891
Vitamin A	604.43	0.0358
Retinol	51.75	0.1781
Carotene	3023.59	0.0246
Thiamin	1.03	0.1425
Riboflavin	1.04	0.2361
Niacin	11.34	0.4225
Vitamin C	84.58	0.1634

본 식품섭취빈도조사지를 통해 조사된 영양소 섭취량은 식이기록법에 의한 조사결과보다 낮게 나왔으나, 총 열량의 섭취량에 큰 차이가 없어 일상의 식이(general diet)를 측정하기 위한 목적에는 부합하는 것으로 생각된다.

본 연구에서 나타난 상관계수나 분류의 일치정도는 타 연구에 비해 비교적 낮은 경향을 나타내고 있다. 이에 대한 원인 중 하나로 본 연구에서 타당성 조사를 위해 식이기록법을 실시한 시기가 겨울임을 들 수 있다. 식품섭취빈도조사는 1년의 평균섭취정도를 조사하였으나, 식이기록법은 겨울의 3일만을 조사하였는데, 대도시와 달리 농촌지역과 중소도시는 식품의 공급에 계절적인 차이가 클 것으로 추정되며, 또한 식품공급의 제한에 의해 타 계절에 비해 식생활이 단조로울 수 있다. 철분의 경우 식이기록법의 결과와 식품섭취빈도조사의 결과의 상관성이 낮게 나타나는 것은 3일의 식이기록결과로는 철분의 섭취를 충분히 반영하지 못했기 때문으로 추정할 수 있으며, 변이보정상관계수가 보정하기 전의 상관계수와 비교하여 크게 증가하지 않은 것은 개인내의 변이가 크지 않았기 때문으로 사료된다. Willett의 보고(1998)에 따르면 개인내의 연속된 날의 변이가 몇 개월씩 떨어져있는 조사날에 의한 변이보다 작게 나타난다. 식이기록법이나 24시간 회상법에 의한 식생활 조사가 장기간의 식이섭취를 반영하기 어렵다는 점과 본 연구가 한 계절의 자료를 이용한 것이라는 점을 고려하면 섭취량의 절대량은 식이기록법을 통해 확인할 수 있었지만 섭취패턴을 모두 확인하기는 어려웠음을 알 수 있다. 따라서 타당성 조사를 위한 식이조사를 위해서는 계절별로 조사를 하는 것이 보다 바람직한 결과를 얻을 수 있을 것이다.

앞서 언급한 바와 같이 우리나라의 연구에서 나타난 상관계수는 외국의 연구결과에 비해 낮은데, 이는 식품섭취빈도조사에 의한 식이섭취조사가 우리나라 식습관을 완전하게 반영하지는 못한다는 것으로 해석할 수 있다. 우리나라에서는 조리된 상태로 식사를 제공받으며, 그 속에 포함되는 양념이나 조리기름에 대한 정보를 명확하게 파악하지 못하고 식사를 하게 되는 경우가 많은데, 본 식품섭취빈도조사의 경우처럼 양념이 포함되기 어려운 방법으로 개발된 경우에는 그 차이가 크게 나타나고, 조리된 음식을 고려하여 개발된 식품섭취빈도조사지의 경우에도 계산을 위한 레시피에 대한 집중적인 연구자료가 많지 않아 정확한 식이섭취량이나 습관을 파악하기에는 어려운 점이 있다. 이에 대한 보완책으로 식품섭취빈도조사지의 식품항목을 결정할 때 조리법을 고려하거나(Kim & Yang 1998) 또는, 같은 식품을 다른 조리법으로 섭취하는 빈도를 조사할 수 있는 설문문을 개발하는 것이 필요하며, 조리 시 사용하는 기름 등에

대한 질문이 포함되도록 하는 것이 바람직하다.

식품섭취빈도조사에 의해 측정된 식이섭취결과를 질병의 발생에 미치는 영향을 밝히기 위한 연구에 보다 정확하게 이용하기 위해서는 타당성 자료를 이용하여 보정을 하는 것이 좋다(Rosner 1990; Rosner 1992; Rimm 1992). 이를 위해서는 전체 대상자를 대표할 수 있는 일부를 선택하여 표준방법(reference method)를 통하여 각 영양소의 실제 섭취량을 조사하는 것이 필요하며, 표준방법은 역학연구시 사용된 측정도구와 무작위 오차(random error)를 유발하는 원인이 서로 상관되어있지 않아야 한다(Riboli & Kaaks 2000). 생화학적 지표가 장기간의 식이섭취조사에 이용되기 시작했으나, 생화학적 지표가 설문에 의한 식이조사보다 더 좋은 지표라고 할 수는 없다. 왜냐하면 생화학적 지표는 식이가 아닌 요인에 영향을 많이 받기도 하고, 모든 영양소에 가능하지는 않기 때문이다(Hunter 1998). 근래에는 타당성검증과 보정을 위해서 식이조사(24시간 회상법 혹은 식이기록법)에 의한 자료뿐 아니라 생화학적 지표까지 측정하여 삼각법(method of triads)을 이용하여 실제 영양소 섭취량을 추정/보완하기도 한다(Ocke & Kaaks 1997; Willett 1998; Kabagambe 등 2001)

결론적으로, 본 식품섭취빈도조사지는 역학조사에서 식이요인을 밝히기 위한 식이섭취조사에 사용할 수 있으나, 보다 적극적인 방법으로 역학조사에서의 식이조사결과를 질병과의 관계 분석에 활용하기 위해서는 대상자 일부 집단을 대상으로 하는 세밀한 보완연구자료가 필수적이다. 향후 우리나라에서 식품섭취빈도조사지를 역학연구에 적용하기 위해서는 타당성 검증 뿐 아니라 수일간의 식이섭취조사자료를 이용한 보정연구가 필요하며 이를 위하여 계절의 다양성을 반영하기 위한 연구설계가 필수적이다. 또한, 생화학적 지표를 이용한 보정방법의 개발이 필요할 것으로 사료된다.

요약 및 결론

본 연구는 지역사회 유전체역학연구에서 영양조사를 실시하기 위하여 개발한 식품섭취빈도조사지의 타당성을 검증하기 위하여 수행되었다. 타당성 검증을 위한 영양조사는 안성과 안산에 거주하고 있는 40~69세의 성인 254명(남자 126명, 여자 128명)을 대상으로 하였다. 식품섭취빈도조사는 2001년 7월부터 12월까지 조사하였고, 표준방법으로 이용한 식이기록법은 2002년 1~2월 사이에 실시하였다. 조사 대상자의 평균나이(\pm 표준편차)는 52.2 (\pm 8.7)세였으며, 직업으로는 농부와 가정주부가 가장 많았다. 교육수

준은 6~12년 사이로 교육을 받은 사람들이 가장 많았다.

두 가지 방법으로 조사된 영양소 섭취량을 비교해 본 결과, 열량은 유의적으로 차이나지 않았으나, 단백질과 지방은 식이기록법의 결과가 높게 나타났고, 탄수화물은 식품섭취빈도조사법의 결과가 높게 나타났다. 두 조사방법의 상관계수는 평균 0.22(열량 0.33~철분 0.11)으로 나타나 비교적 낮았으며, 철분을 제외한 모든 영양소에서 매우 유의적으로 나타났다($p < 0.05$).

분류되는 정도의 비교를 위하여 영양소 섭취량을 4분위로 나누어 교차비교를 실시한 결과 완전히 일치할 확률은 평균 30.6%(카로틴 25.2~인 35.0), 두 번째 분류까지 일치할 확률은 평균 69.2%(비타민 A 64.6~레티놀 76.4)이었으며, 완전히 반대로 분류될 확률은 평균 8.1%(칼륨 5.5~비타민 A 11.0) 였다.

일부 대상자로부터 얻은 자료를 이용하여 식품섭취빈도조사로 조사된 영양소 섭취량을 독립변수로하고 식이기록법으로 조사된 영양소 섭취량을 종속변수로하여 회귀식을 구하면, 그 회귀식을 이용하여 식품섭취빈도조사로 조사된 영양소 섭취량을 실제 섭취량으로 보정할 수 있는데 보정계수는 0.025(카로틴)~0.423(니아신)로 나타났다.

종합하면, 식품섭취빈도조사법으로 조사된 영양소섭취량은 식이기록법으로 조사된 영양소 섭취량보다 열량, 탄수화물, 비타민 C를 제외하고 통계적으로 낮게 나타냈으며, 영양소섭취량의 상관정도는 낮았으나 분류정도를 위한 교차비교는 비교적 의미있게 나타났다. 본 연구결과의 타당성 지표가 비교적 낮은 것은 3일 기록법이 겨울에 실시되어 1년간의 식이습관을 모두 반영하지는 못했기 때문으로 추정된다. 따라서 본 식품섭취빈도조사지의 타당도가 낮다고 단정할 수 없으므로, 계절의 특성을 모두 반영할 수 있고 생화학적 지표를 포함한 보다 심도있는 타당성 검증이 필요할 것으로 사료되며, 식이요인의 측정오차를 보정하여 식이와 질병의 관계를 확인하기 위한 추가적인 보정식의 제안이 필요하다.

■ 감사의 글

본 연구의 3일간 식이기록법을 대상자들에게 실시할 수 있도록 도와주신 이해련님, 이주환님, 양정화님, 유윤하님께 감사드리고, 논문 작업을 도와주신 주순재 박사, 박선주 박사께도 감사드립니다.

참 고 문 헌

Ahn Y, Lee JE, Paik HY, Lee HK, Jo I, Kimm K (2003): Development of

a semi-quantitative food frequency questionnaire based on dietary data from the Korea national health and nutrition examination survey. *Nutr Sci* 6(3): 173-184

Choi MS, Han KY, Park KS (2001): Comparison of dietary intakes by 24-hr dietary recall, dietary record and food frequency questionnaire among elderly people. *Korean J Nutr* 34(6): 688-700

Hunter D (1998): Biochemical indicators of dietary intake. In: Willett WC, ed. *Nutritional Epidemiology*, pp174-243, Oxford University Press, New York

Jain MG, Rohan TE, Soskolne CL, Kreiger N (2003): Calibration of the dietary questionnaire for the Canadian study of diet, lifestyle and health cohort. *Pubc Health Nutr* 6(1): 79-86

Johansson I, Hallmans G, Wikman Å, Biessy C, Riboli E, Kaaks R (2002): Validation and calibration of food frequency questionnaire measurements in the Northern Sweden Health and Diseases cohort. *Pubc Health Nutr* 5: 487-496

Kabagambe EK, Baylin A, Allan DA, Siles X, Spiegelman D, Campos H (2001): Application of the methods of triads to evaluate the performance of food frequency questionnaires and biomarkers as indicators of long-term dietary intake. *Am J Epidemiol* 154: 1126-1135

Kim MK, Lee SS, Ahn YO (1996): Reproducibility and validity of a self-administered food frequency questionnaire. *Korean J Comm Nutr* 1(3): 376-394

Kim WY, Yang EJ (1998): A study on development and validation of food frequency questionnaire for Koreans. *Korean J Nutr* 31: 220-230

Korean Dietitian Association & Samsung Medical Center (1999): Portion size with picture, Seoul

Lee HJ, Park SJ, Kim JH, Kim CI, Chang KJ, Yim KS, Kim KW, Choi H (2002): Development and validation of a computerized semiquantitative food frequency questionnaire program for evaluating the nutritional status of the Korean elderly. *Korean J Comm Nutr* 7(2): 277-285

McKeown NM, Day NE, Welch AA, Runswick SA, Luben RN, Mulligan AA, McTaggart A, Bingham SA (2001): Use of biological markers to validate self-reported dietary intake in a random sample of the European Prospective Investigation into Cancer United Kingdom Norfolk cohort. *Am J Clin Nutr* 71: 188-196

Ocke MC, Kaaks RJ (1997): Biochemical markers as additional measurements in dietary validity studies: application of the method of triads with examples from the European Prospective Investigation into Cancer and Nutrition. *Am J Clin Nutr* 65(4 Suppl): 1240S-1245S

Ogawa K, Tsubono Y, Nishino Y, Watanabe Y, Ohkubo T, Watanabe T, Nakatsuka H, Takahashi N, Kawamura M, Tsuji I, Hisamichi S (2003): Validation of a food-frequency questionnaire for cohort studies in rural Japan. *Pubc Health Nutr* 6: 147-157

Paik HY, Ryu JY, Choi JS, Ahn Y, Moon HK, Park YS, Lee HK, Kim YI (1995): Development and validation of food frequency questionnaire for dietary assessment of Korean adults in rural area. *Korean J Nutr* 28: 914-922

Riboli E, Kaaks R (2000): The challenge of multi-center cohort studies in the search for diet and cancer links. *Am J Epidemiol* 151: 371-374

Rimm EB, Giovannucci EL, Stampfer MJ, Colditz GA, Litin LB, Willett WC (1992): Reproducibility and validity of an expanded self-administered semiquantitative food frequency questionnaire among male health professionals. *Am J Epidemiol* 135: 1114-1126

Rodríguez MM, Mendez H, Torun B, Schroeder D, Stein A (2000): Va-

- Validation of a semi-quantitative food frequency questionnaire for use among adults in Guatemala. *Public Health Nutr* 5: 691-698
- Rosner B, Spiegelman D, Willett WC (1990): Correction of logistic regression relative risk estimates and confidence intervals for measurement error: the case of multiple covariates measured with error. *Am J Epidemiol* 132(4): 734-745
- Rosner B, Spiegelman D, Willett WC (1992): Correction of logistic regression relative risk estimates and confidence intervals for random within-person measurement error. *Am J Epidemiol* 136(11): 1400-1413
- Shim JE, Ryu JY, Paik HY (1997): Contribution of seasonings to nutrient intake assessed by food frequency questionnaire in adults in rural area of Korea. *Korean J Nutr* 30: 1211-1218
- Shim JS, Oh KW, Suh I, Kim MY, Sohn CY, Lee EJ, Nam CM (2002): A study on validity of a semi-quantitative food frequency questionnaire for Korean adults. *Korean J Comm Nutr* 7: 484-494
- Stram DO, Hankin JH, Wilkens LR, Pike MC, Monroe KR, Park S, Henderson BE, Nomura AMY, Earle ME, Nagamine FS, Kolonel LN (2000): Calibration of the dietary questionnaire for a multiethnic cohort in Hawaii and Los Angeles. *Am J Epidemiol* 151: 358-370
- The Korean Nutrition Society (2000): Food composition table. In: Recommended dietary allowances for Koreans 7th Ed. Seoul
- Willett W, 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(1): 51-65
- Willett W (1998): Nutritional epidemiology 2nd Ed. Oxford University Press, New York
- Won HS, Kim WY (2000): Development and validation of a semi-quantitative food frequency questionnaire to evaluate nutrition status of Korean elderly. *Korean J Nutr* 33(3): 314-323