

병전 지능 추정의 허와 실*

김 홍 근†

대구대학교 재활심리학과

김홍근(1999)은 K-WAIS 표준화 집단의 연령 및 학력별 IQ 평균을 이용한 병전 지능 추정법을 제안한 바 있다. 본 연구의 목적은 이 추정법의 타당성을 경험적으로 검증하는 것이었다. 이를 위하여 정상인 167명에게 K-WAIS를 실시하고 실제 지능과 추정 지능의 차이를 비교하였다. 비교 결과 FIQ를 기준으로 추정 오차가 ± 5 이하인 경우는 전체 피검자의 37%, ± 10 이하인 경우는 64%, ± 15 이하인 경우는 82%였다. 이러한 추정 오차는 피검자들의 지능을 항상 100으로 추정하는 것과 비교해서는 최대 20%정도 더 효율적이었다. 또한 외국 연구에서 회귀공식으로 지능을 추정한 결과와 비교해서는 오차 비율이 유사하였다. 피검자의 '지능 저하' 여부를 임상적으로 판별할 시 필요한 절단 점수를 여러 유의도 수준에서 제시하였다. 논의에서는 김홍근(1999)의 방식을 포함한 인구통계학적 추정법의 정확성이 임상적으로 충분히 만족할 만한 수준이 아님을 지적하였다. 그럼에도 불구하고 현존하는 방법들 중 가장 체계적이고 객관적이라는 점에서 임상가들이 인구통계학적 추정법에 여전히 관심을 가져야 할 것으로 제안하였다.

주요어 : 병전 지능, 신경심리검사, 지능검사

* 이 논문은 2000학년도 대구대학교 학술연구비지원에 의한 논문임.

† 교신저자(Corresponding Author) : 김 홍 근 / 대구대학교 재활심리학과 대구광역시 남구 대명3동 2288, 705-714 / FAX: 053-650-8259 / E-mail: hongkn@biho.taegu.ac.kr

뇌손상 환자의 심리검사, 즉 신경심리검사에서는 환자의 병전 지능(*premorbid intelligence*)을 추정할 필요성이 매우 자주 발생한다. 이는 신경심리검사의 주목적 중의 하나가 지능을 포함한 환자의 인지기능이 병전과 비교하여 어떻게 변화했는지를 평가하는 것이기 때문이다. 이러한 병전/병후 변화 평가는 환자의 현재 지능, 즉 병후 지능만을 산출하는 것만으로는 불가능하고 어떤 형태로든 환자의 병전 지능을 추론하여 현재 지능과 비교했을 때만이 가능해진다. 환자의 현재 지능은 사병(*malingering*)을 하거나 청각 장애 등이 있는 특수한 경우를 제외하면 표준화된 지능검사의 실시를 통해 무리 없이 산출될 수 있다. 이렇게 볼 때 환자의 '지능 저하' 여부에 대한 임상적 판단에서 가장 까다로운 점은 환자의 병전 지능을 정확하게 추정하는 것이다.

임상가가 환자의 병전 지능을 추정하는 방법은 크게 세 가지로 분류할 수 있다. 첫 번째는 환자에게 병전에 실시된 지능검사 자료가 있다면 그것을 이용하는 것이다. 이 방법은 이상적이긴 하지만 상당수 환자에서 관련 자료가 없다는 제한점이 있다. 또한 병전 자료가 있는 경우에도 여러 가지 이유로 해서 그 자료에 쉽게 접근할 수 없는 경우도 있다. 따라서 병전 지능검사 자료의 이용은 다수의 환자들에게 보편적으로 적용시킬 수 있는 방법은 되지 못한다. 두 번째로는 뇌손상에 둔감하다(*insensitive*)고 가정되는 검사를 이용하는 것이다. 뇌손상에 둔감한 검사로는 Wechsler 지능검사의 <어휘문제>나 <기본지식문제> 그리고 NART(National Adult Reading Test; Blair & Spreen, 1989) 등이 자주 거론된다. 그러나 이러한 검사들을 적용한 병전 지능의 추정은 그다지 만족스럽지 못한 결과를 얻는 경우가 대부분이다(Vanderploeg, 1994). 이 결과는 이러한 검사들이 뇌손상에 둔감하다는 가정이 기껏해야 일부 뇌손상 환자들에게만 적용됨을 보여준다.

세 번째로는 인구통계학적 변인(*demographic variable*)을 이용하는 방법이다. Wilson 등(1978)은 이러한 방법을 사용한 선구로서 환자의 연령, 성별, 인종, 학력, 직업의 다섯 가지가 독립변수이며 WAIS 지능(Wechsler,

1955)이 종속변수인 회귀공식(*regression formula*)을 제안하였다. 뒤를 이어 Barona, Reynolds와 Chastain(1984)이 유사한 회귀공식을 WAIS-R(Wechsler, 1981)에 대해 개발한 바 있다. 이러한 인구통계학적 추정법은 체계적이며 환자 모두에게 보편적으로 적용 가능한

표1. 병전 지능 추정표*.

연령(세)	학력(년)	n	VIQ	PIQ	FIQ
20~24	0~6	13	72	73	71
	7~9	39	90	92	90
	10~12	93	101	102	102
	13~15	52	110	108	111
	≥16	4	113	103	111
25~34	0~6	30	85	85	84
	7~9	54	90	93	90
	10~12	84	106	104	105
	13~15	14	114	115	115
	≥16	18	118	116	118
35~44	0~6	64	89	90	89
	7~9	53	96	96	96
	10~12	59	108	108	108
	13~15	4	112	121	116
	≥16	17	119	119	121
45~54	0~6	102	91	90	90
	7~9	40	102	103	102
	10~12	41	112	112	113
	13~15	3	115	112	114
	≥16	13	127	124	126
55~64	0~6	133	94	95	94
	7~9	31	104	103	104
	10~12	23	113	115	114
	13~15	2	125	124	126
	≥16	10	128	124	128

*김홍근(1999)의 표1과 동일함.

방법으로서 상당한 주목을 받아왔다(Goldstein, Gary, & Levin, 1986; Karzmark, Heaton, Grant, & Matthews, 1985; Wilson, Rosenbaum, & Brown, 1979). 국내에서도 K-WAIS 표준화 자료를 사용하여 유사한 회귀공식의 개발이 가능하겠지만 아직 그러한 연구가 발표된 바는 없다. 이러한 실정 때문에 외국에서 개발된 회귀공식을 국내 뇌손상 환자의 병전 지능 추정에 사용하는 경우도 있는데 많은 문제점을 내포한다고 하겠다.

김홍근(1999)은 K-WAIS 표준화 표본의 연령 및 학력별 IQ 평균을 이용한 병전 지능 추정법을 제안한 바 있다. 오경자, 염태호, 박영숙, 김정규 및 이영호(1992)는 K-WAIS 표준화 표본을 연령과 학력에 따라 25개 소집단으로 구분하고, 각 소집단의 언어성, 동작성 및 전체점수의 환산점수합 평균치를 발표한 바

있다. 김홍근(1999)은 이 자료를 이용하여 25개 소집단 각각에 대한 VIQ, PIQ 및 FIQ 평균을 산출하였다. 표 1은 이 평균들을 보여준다. 표 1에서 보듯 연령은 20~24세, 25~34세, 35~44세, 45~54세, 55~64세의 5개로 구분되어 있고, 학력은 0~6년, 7~9년, 10~12년, 13~15년, 16년 이상의 5개로 구분되어 있다(16~19세 표본은 학력이 고정된 상태가 아니므로 제외됨). 그림 1은 표 1에 수록된 자료 중 FIQ 만을 보여주는데 연령 및 학력에 따라 FIQ 평균에 상당한 편차가 있음을 쉽게 볼 수 있다. 대체로 각 연령군에서 학력이 높을수록 평균 FIQ가 높으며, 동일한 학력이라면 연령군이 높을수록 평균 FIQ가 높게 나타난다(김홍근, 2000). 이러한 경향성은 FIQ에 국한된 것은 아니고 VIQ와 PIQ에서도 유사하게 나타난다.

김홍근(1999)이 제안한 방식을 사용하여 병전 지능

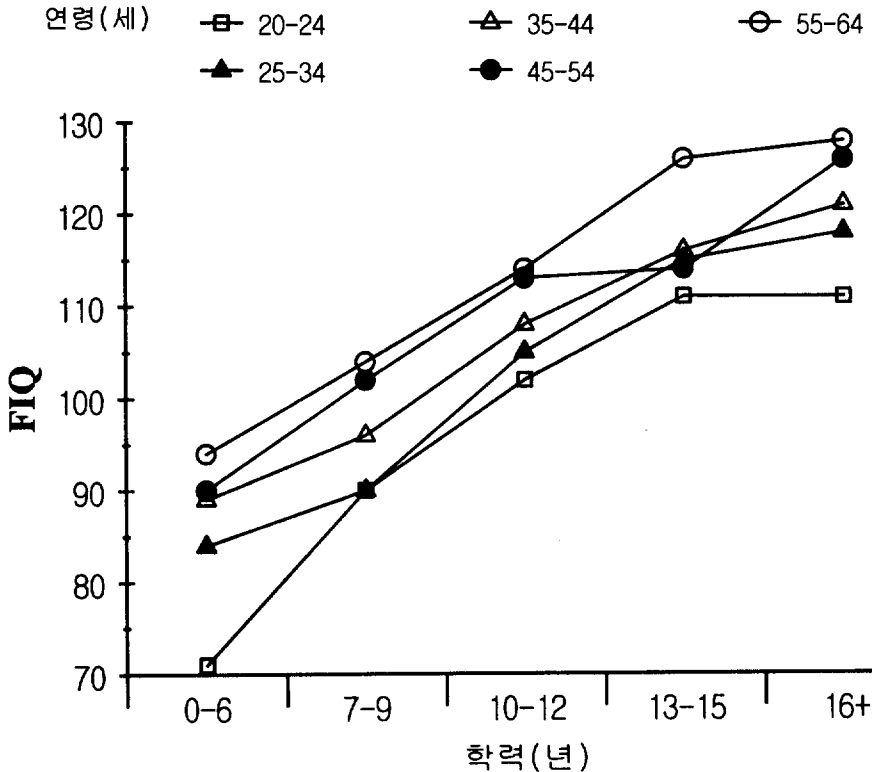


그림 1. K-WAIS 표준화 집단의 연령 및 학력별 FIQ 평균

을 추정하는 예를 들면, 환자의 연령이 29세이고 고졸학력인 경우 표 1에서 병전 지능이 VIQ 106, PIQ 104, FIQ 105로 추정된다. 이러한 추정 방식은 비록 회귀공식의 형태를 취하지는 않았지만 인구통계학적 추정법의 하나로 분류될 수 있다. 본 논문에서는 김홍근(1999)이 제안한 방식이 인구통계학적 평균(demographic means)을 사용했다는 의미에서 'DM방식'이라고 칭하겠다. 본 논문의 주목적은 DM방식의 타당성을 검증하는 것이었다. 이를 위하여 정상인 167명에게 K-WAIS를 실시하고 실제 지능(observed intelligence)과 추정 지능(predicted intelligence)의 차이를 비교하였다. DM방식이 타당할수록 실제 지능과 추정 지능간에는 높은 일치도가 있을 것이며, 타당하지 않을수록 일치도는 낮을 것이다. 어떤 추정법이 정상인의 실제 지능을 얼마나 정확히 추정하는가는 뇌손상 환자의 병전 지능을 얼마나 정확히 추정할 수 있는가의 직접적 지표가 된다.

방 법

피검자

피검자는 연령이 20~64세에 속하는 정상인 167명으로서 남자는 76명이었고 여자는 91명이었다. 연령 분포는 20~24세가 41명, 25~34세가 43명, 35~44세가 23명, 45~54세가 34명, 55~64세가 26명이었다. 학력 분포는 0~6년이 21명, 7~9년이 29명, 10~12년이 75명, 13~15년이 16명, 16년 이상이 26명이었다. 이들의 거주지는 주로 대구 및 경북지역이었으며 면접 질문에서 신경과나 정신과적 주요 병력이 없는 것으로 확인되었다.

절 차

모든 피검자들에게 K-WAIS가 실시되었다. 시간 절약 위하여 총 11개의 소검사 중 <어휘문제>와 <차례맞추기>를 제외한 9개의 소검사만 실시하였다. 검

사의 실시는 K-WAIS 요강(염태호 등, 1992)에 따라 훈련과정을 거친 학부 및 대학원생들에 의해 행해졌다. 피검자들의 현재 VIQ, PIQ, FIQ는 K-WAIS 실시 요강(염태호, 박영숙, 오경자, 김정규, 이영호, 1992)에 따라 산출되었다. 피검자들의 추정 VIQ, PIQ, FIQ는 DM방식에 따라 산출되었다. 본 논문에서는 실제 지능과 추정 지능의 차이(즉, 실제 지능-추정 지능)를 '추정 오류'라고 칭하겠다.

결 과

전체 피검자들의 실제 지능 평균은 VIQ가 108.1, PIQ가 106.0, FIQ가 107.8이었다. 표준편차는 VIQ가 13.0, PIQ가 13.6, FIQ가 12.7이었다. DM방식을 사용한 추정 지능 평균은 VIQ가 105.8, PIQ가 105.3, FIQ가 106.0으로 실제 지능 평균과 매우 유사하였다. 실제 지능과 추정 지능의 상관계수는 VIQ가 .572, PIQ가 .403, FIQ가 .541로 모두 통계적으로 유의미하였다(각각, $p < .001$). 추정 오류의 표준편차는 VIQ가 10.7, PIQ가 12.6, FIQ가 10.8이었다.

표 2는 추정 오류의 분포를 급간 크기 5로 묶어 보여준다. 표2는 추정 오류가 양수(+)인 경우와 음수(-)인 경우를 동일 급간에 제시하므로, 예를 들면 0~5 급간은 추정 오류가 -5에서 +5인 경우이다. 추정 오류가 ± 5 이하로 비교적 작은 경우가 VIQ는 전체 피검자의 35.9%, PIQ는 27.5%, FIQ는 37.1%였다. 추정 오류가 $\pm 6 \sim \pm 10$ 사이로 비교적 큰 경우가 VIQ는 28.7%, PIQ는 37.7%, FIQ는 26.9%였다. 추정 오류가 ± 11 이상으로 매우 큰 경우가 VIQ는 35.3%, PIQ는 34.7%, FIQ는 35.9%였다. 추정 오류가 IQ의 표준편차인 15보다도 큰 경우도 VIQ는 18.6%, PIQ는 20.4%, FIQ는 18.0%에 달하였다.

표 2에서 가장 오른쪽 칸은 피검자들의 지능을 항상 100이라고 추정했을 때의 오류 비율을 수록하고 있다. 이 오류 비율을 DM방식에서 발생하는 오류 비율과 비교해보면 DM방식이 보다 효율적임을 알 수 있다. 예를 들어 항상 100으로 추정하는 경우 오류가

표 2. 지능 추정의 오류 비교.

오류 크기	비율% (누가비율%)		
	김홍근(1999)의 DM방식	항상 100으로 추정	
VIQ	0~5	35.9(35.9)	23.4(23.4)
	6~10	28.7(64.7)	18.6(41.9)
	11~15	16.8(81.4)	25.1(67.1)
	16~20	13.2(94.6)	14.4(81.4)
	21~25	4.2(94.8)	10.2(91.6)
	26~30	1.2(100.0)	4.2(95.8)
	31~35		3.0(98.8)
	36~40		1.2(100.0)
PIQ	0~5	27.5(27.5)	31.1(31.1)
	6~10	37.7(65.3)	18.6(49.7)
	11~15	14.4(79.6)	22.8(72.5)
	16~20	9.0(88.6)	12.6(85.0)
	21~25	4.8(93.4)	2.4(87.4)
	26~30	5.4(98.8)	7.8(95.2)
	31~35	1.2(100.0)	3.0(98.2)
	36~40		1.8(100.0)
FIQ	0~5	37.1(37.1)	25.7(25.7)
	6~10	26.9(64.1)	20.4(46.1)
	11~15	18.0(82.0)	21.0(67.1)
	16~20	11.4(93.4)	15.0(82.0)
	21~25	6.6(100.0)	9.0(91.0)
	26~30		6.6(97.6)
	31~35		2.4(100.0)

±10이하인 비율이 VIQ는 41.9%, PIQ는 49.7%, FIQ는 46.1%이다. 반면에 DM방식에서는 이 비율이 VIQ는 64.7%, PIQ는 65.3%, FIQ는 64.1%이다. 따라서 추정 오류 ±10이하를 기준으로 할 때 DM방식이 항상 100으로 추정하는 것보다 VIQ 추정에서는 22.8%,

표 3. 지능 추정의 오류 비교.

오류 크기	비율% (누가비율%)	
	김홍근(1999)의 DM방식	Wilson(1978)의 회귀공식*
0~5	37.1(37.1)	37.4(37.4)
6~10	26.9(64.1)	28.9(66.3)
11~15	18.0(82.0)	21.5(87.8)
≥ 16	18.0(100.0)	12.2(100.0)

*Karzmark 등(1985)의 결과를 인용한 것임.

PIQ 추정에서는 15.6%, FIQ 추정에서는 18%만큼 더 효율적이었다.

Karzmark 등(1985)은 Wilson 등(1978)이 개발한 회귀공식이 미국인 정상인 피검자들(n=246)의 FIQ를 얼마나 정확히 추정하는가를 검증하였다. 표 3에는 이 연구의 결과와 본 연구에서 DM방식을 적용하여 추정한 결과가 함께 제시되어있다. 표3에서 보듯이 두 연구에서 나타난 추정 오류는 매우 유사하다. 구체적으로 Karzmark 등(1985)의 연구에서 추정 오류가 ±5 이하, ±10이하, ±15이하인 비율이 각각 37.4%, 66.3%, 87.8%였다. 본 연구의 DM방식 적용에서 이에 해당하는 비율은 각각 37.1%, 64.1%, 82.0%였다.

표 4는 추정 오류의 누가 비율 분포를 보여준다(추정 오류가 양수인 경우는 임상적으로 큰 의미가 없으므로 수록하지 않았음). 표4는 DM방식을 적용하여 피검자의 지능 저하 여부를 판별하는 데 다음과 같이 사용되어 질 수 있다. 예를 들어 어떤 뇌손상 환자가 40세이고 고졸이며 현재 FIQ가 90이라고 하자. 표 1을 참조하면 이 환자의 병전 FIQ는 108로 추정되어 현재 FIQ와 -18의 차이가 있음을 알 수 있다. 표4를 참조하면 -18의 차이는 정상인의 4.2%에서만 관찰되는 드문 차이임으로 FIQ가 저하했을 가능성이 크다고 추정할 수 있다.

표 5는 표 4의 내용을 '지능 저하' 여부를 판별하는 데 보다 간편하게 사용할 수 있는 형태로 요약한 것이다. 유의도 수준은 false positive error, 즉 지능

표 4. 지능 추정 오류의 누가비율 분포(%).

추정 오류 (실제IQ-추정IQ)	VIQ	PIQ	FIQ
≥0	≥40.7	≥53.3	≥45.5
-1	36.5	50.3	40.7
-2	35.3	47.3	35.3
-3	30.5	43.1	31.7
-4	29.9	37.7	28.7
-5	27.5	36.5	26.9
-6	25.1	34.7	24.0
-7	20.4	28.7	22.2
-8	18.0	22.2	19.2
-9	15.6	21.0	16.8
-10	13.8	19.2	15.6
-11	12.6	14.4	13.2
-12	12.0	12.6	10.8
-13	10.2	12.6	10.8
-14	9.0	10.8	10.8
-15	6.6	10.2	8.4
-16	6.6	9.0	6.6
-17	5.4	7.8	5.4
-18	3.0	7.2	4.2
-19	3.0	6.6	3.6
-20	3.0	6.0	3.0
-21	2.4	5.4	3.0
-22	1.2	4.8	2.4
-23	1.2	4.2	2.4
-24	0.6	4.2	0.6
-25	0.6	3.6	0.0
-26	0.6	3.0	
-27	0.6	1.8	
-28	0.0	1.8	
-29		1.8	
-30		1.8	
-31		1.2	
-32		0.6	
-33		0.6	
-34		0.0	

표 5. 지능 저하 진단표: 각 유의도 수준에 해당하는 현재 IQ와 추정 병전 IQ의 차이.

	유의도 수준					
	25%	20%	15%	10%	5%	1%
VIQ	-7	-8	-10	-14	-18	-24
PIQ	-8	-10	-11	-16	-22	-32
FIQ	-6	-8	-11	-15	-18	-24

저하가 없는데 있다고 진단하는 오류이며 25%, 20%, 15%, 10%, 5%, 1%의 여섯 수준을 수록하였다. 표에 제시된 수치들은 각 유의도 수준에서 '지능 저하'가 있다고 판정하는데 필요한 현재 지능과 추정된 병전 지능의 차이이다. 예를 들어 앞서 언급한 환자의 경우 현재 FIQ와 추정된 병전 FIQ의 차이가 -18이었다. 표 5를 참조하면 이러한 병전/병후 차이는 최대 5% 수준에서 '지능 저하'가 있다고 판별할 수 있음을 볼 수 있다.

는 의

본 연구의 주목적은 병전 지능 추정에 있어서 김흥근(1999)이 제안한 DM방식의 타당도를 검증하는 것이었다. 먼저 DM방식이 집단의 평균 지능을 추정하는 타당도는 매우 높은 것으로 나타났다. 예를 들어 현 표집의 실제 FIQ 평균은 107.8이었는데 추정 FIQ 평균은 106.0인 것으로 추정되어 1.8의 차이만을 보였다. 따라서 어떤 집단의 병전 평균 지능을 추정하는 것이 필요할 경우 DM방식이 유용하게 적용될 수 있을 것이다. 예를 들면 환자 집단의 현재 평균 지능을 병전 평균 지능과 비교하는 연구에서(예, 오상우, 이소영, 김지영, 권혁철, 2000) 사용될 수 있을 것이다. 그러나 이러한 연구 목적을 제외하면 임상 장면에서 실제로 중요한 것은 '집단 타당도'가 아니라 '개인 타당도', 즉 환자 개인의 병전 지능이 얼마나 정확하게 추정될 수 있는가이다.

개인 타당도 검증의 결과를 요약하면 FIQ를 기준으로 추정 오차가 ± 5 이하인 경우는 전체 피검자의 37%, ± 10 이하인 경우는 64%, ± 15 이하인 경우는 82%였다. VIQ와 PIQ의 추정에서 발생하는 오류도 대체로 이와 비슷한 수준이었다. 이러한 결과는 DM 방식을 적용한 병전 지능 추정의 정확성이 임상적으로 충분히 만족할 만한 수준이 아님을 보여준다. 이러한 점을 신뢰구간의 개념을 적용하여 설명하면 다음과 같다. 예를 들어 한 환자의 병전 FIQ가 100으로 추정될 때 이 환자의 실제 병전 FIQ가 95~105 사이에 있을 확률은 37%에 그친다. 이 환자의 병전 FIQ가 90~110 사이에 있을 확률도 64%에 불과하여 확신할 수 있는 수준과는 거리가 있다. 심지어 이 환자의 병전 FIQ가 115보다 크거나 85보다 작을 확률도 18%나 되어 무시할 수 없는 수준에 이른다.

DM방식의 추정 효율성을 평가하기 위한 다른 방법은 모든 피검자의 지능을 100으로 추정하는 것과 오류 비율을 비교하는 것이다. 모든 피검자의 지능을 100으로 추정하는 것은 가장 단순한 방법으로 타추정법의 효율성을 비교하기 위한 기저선(baseline)이 될 수 있다. 예를 들어 본 표집에서 FIQ를 항상 100으로 추정했을 때 오류가 ± 5 이하인 경우는 26%, ± 10 이하인 경우는 46%, ± 15 이하인 경우는 67%이다. 이 결과를 DM방식과 비교하면 DM방식이 항상 100으로 추정하는 것에 비하여 ± 5 이하에서는 11%, ± 10 이하에서는 18%, ± 15 이하에서는 15%만큼 더 효율적이었다. 이 결과는 DM방식이 가장 단순한 추정법보다 효율적임을 보여주는 하지만 양자간의 차이는 최소 10%에서 최대 20% 정도로 매우 인상적인 수준은 아니었다.

DM방식의 추정 효율성이 제한적이기는 했지만 외국 연구에서 회귀공식으로 지능을 추정할 시 보고된 추정 효율성과 비교해서는 유사한 수준이었다. 예를 들어 Wilson 등(1978)의 회귀공식을 적용하여 WAIS FIQ를 추정하는 경우 오류가 ± 5 이하, ± 10 이하, ± 15 이하인 비율은 각각 37%, 66%, 88%인 것으로 보고되었다(Karzmark et al. 1985). 본 연구에서 DM방식을 적용할 시 이에 해당하는 비율은 각각 37%, 64%,

82%로 매우 유사하였다. DM방식의 추정 효율성이 회귀공식을 사용한 방식들과 유사한 수준이라는 점은 매우 시사적이다. 예컨대 DM방식의 타당도에 제한점이 있긴 하지만 이러한 제한점이 DM방식에 국한되지 않고 인구통계학적 추정법 일반에 적용되는 것임을 시사한다. 인구통계학적 추정법의 제한점은 동일한 인구통계학적 특징을 가진 사람들, 예를 들면 같은 연령과 같은 학력을 가진 사람들 간에도 상당한 수준의 지능 개인차가 존재한다는 사실을 재확인시켜 준다.

DM방식이 연령과 학력만을 고려하고도 외국의 보다 많은 변인들을 예측변인으로 고려한 회귀공식에 버금가는 효율성을 보인 점은 특기할만하다. 이는 아마도 여타 변인들의 경우 지능의 설명에서 학력과 공변량(co-variation)되는 부분이 많아서 예측 변인으로 추가되었을 때 설명량 증가분이 그리 크지 않은 점과 관련된다(박영숙, 염태호, 오경자, 김정규, 이영호, 1992). 예를 들어 Karzmark 등(1985)의 연구는 지능을 추정할 시 연령, 성별, 인종, 학력, 직업의 다섯 가지 변인들을 고려하는 것과 단지 학력 하나만을 고려하는 것 사이에 오류 비율에서 큰 차이가 없음을 보여준다. 또한 지능 변량 중 학력과 연령에 의한 설명분이 외국 자료에서보다 국내 자료에서 더 높다는 보고(오경자 등, 1992; Kaufman, 1990)와도 관련시켜 볼 수 있다. 이런 점에서 K-WAIS 표준화 자료에서 회귀공식을 도출하더라도 DM방식보다 월등한 추정 효율성을 보이지는 않을 것으로 예상할 수 있다. 반면에 DM방식은 회귀공식에 비하여 사용의 간편성이라는 측면에서 훨씬 우수하다.

그렇다면 DM방식, 나아가 인구통계학적 추정법에 대한 궁극적인 평가는 무엇인가? 먼저 DM방식을 비롯한 인구통계학적 추정 방식의 타당도는 결코 만족스러운 수준이 아니다. 따라서 사용되더라도 제한점이 충분히 인식된 상태에서 조심스럽게 적용되어야 할 것이다. 반면에 인구통계학적 추정 방식이 아무리 불완전할지라도 현재 사용 가능한 방법들 중 가장 체계적이고 객관적이라는 점도 쉽게 부정할 수 없다. 따라서 현재로서는 임상가들이 인구통계학적 추정

방식이 아닌 다른 방식을 적용하여 병진 지능을 더 효율적으로 추정할 수 있을 가능성은 그리 높지 않을 것이다. 아마도 가장 추천할만한 방식은 DM방식을 기본으로 하고 여기에 환자의 학교성적이나 어휘 수준과 같은 변인들을 적절히 추가적으로 고려하는 것이다.

표 5는 환자의 지능 저하 여부를 임상적으로 판별하기 위한 여섯 개의 유의도 수준을 제시하고 있다. 집단 연구에서 관례적으로 가장 많이 사용하는 유의도 수준인 5%를 임상심리검사에서도 적용하는 경우가 있다. 유의도 수준의 선택에 관한 자세한 논의는 본 논문의 범위를 벗어나긴 하지만 5%수준의 맹목적 수용은 그다지 적절하지 못함을 지적하고자 한다. 왜냐하면 임상가들은 false positive error(즉, 지능 저하가 없는데 있다고 진단하는 오류)뿐 아니라 false negative error(즉, 지능 저하가 있는데 없다고 진단하는 오류)를 함께 고려해야 하기 때문이다. 유의도 수준이 낮을수록 false positive error는 줄어들지만 반면에 false negative error는 늘어난다. 그리고 적어도 일부 임상 장면에서는 지능 저하의 선확률(prior probability)이 지능 유지의 선확률보다 클 지 모른다(Elwood, 1993). 이러한 점들을 고려할 시 본 저자는 임상적으로 가장 유용한 유의도 수준은 5%가 아닌 10%나 15%대일 것이라고 생각한다.

끝으로 타당도 연구로써 본 연구가 갖는 신뢰성(reliability)에 관해 언급하고자 한다. 먼저 DM방식 자체는 K-WAIS 표준화 표본에서 도출되었으므로 본 연구는 교차 타당도 연구(cross-validation study)에 속한다. 따라서 본 연구의 결과들은 일반화 가능성이 높을 것으로 기대할 수 있다. 반면에 본 연구 표본의 FIQ 평균은 107.8이고 표준편차는 12.7로써 다소의 편향성을 보였다. 또한 K-WAIS 소검사 11개 중 시간 절약을 위하여 9개만을 실시한 점을 지적할 수 있다. 따라서 후속 연구에서 보다 균형된 표집과 소검사 11개 전체를 사용한다면 타당도 수치에서 다소 다른 결과가 나올 가능성도 없지 않다. 그러나 본 연구에 사용된 표집의 편향성이 그리 크지 않았으며 K-WAIS소검사들 전부는 아니지만 대부분이 실시되

었다. 따라서 후속 연구의 결과들이 본 연구의 결과와 다소 다르다 하더라도 그 차이는 미약한 수준에 그칠 것으로 예상된다.

참고문헌

- 김홍근. (1999). K-WAIS의 활용을 위한 세 가지 고찰. *한국심리학회지: 임상*, 18, 179-186.
- 김홍근. (2000). 병진 지능의 추정: 2001년 이후. *출간 심사중*.
- 박영숙, 염태호, 오경자, 김정규, 이영호 (1992). 지능에서의 성차에 관한 연구: K-WAIS 표준화 자료를 중심으로. *한국심리학회지: 임상*, 11, 11-21.
- 염태호, 박영숙, 오경자, 김정규, 이영호 (1992). K-WAIS 실시요강. 서울: 한국가이던스.
- 오경자, 염태호, 박영숙, 김정규, 이영호 (1992). 성인의 연령과 지능의 관계: K-WAIS 표준화 자료의 분석. *한국심리학회지: 임상*, 11, 22-30.
- 오상우, 이소영, 김지영, 권혁철. (2000). 외상성 두뇌 손상 환자의 지능 장애와 기억 장애. *한국심리학회지: 임상*, 19, 341-350.
- Barona, A., Reynolds, C. R., & Chastain, R. (1984). A demographically based index of premorbid intelligence for the WAIS-R. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 52, 885-887.
- Blair, J. R., & Spreen, O. (1989). Predicting premorbid IQ: A revision of the National Adult Reading Test. *The Clinical Neuropsychologist*, 3, 129-136.
- Elwood, R. W. (1993). Clinical discriminations and neuropsychological tests: An appeal to Bayes' Theorem. *The Clinical Neuropsychologist*, 7, 224-233.
- Goldstein, F. C., Gary, H. E., & Levin, H. S. (1986). Assessment of the accuracy of regression equations proposed for estimating premorbid intellectual functioning on the Wechsler Adult

- Intelligence Scale. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 8, 405-412.
- Karzmark, P., Heaton, R. K., Grant, I., & Matthews, C. G. (1985). Use of demographic variables to predict Full Scale IQ: A replication and extension. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 7, 412-420.
- Kaufman, A. S. (1990). *Assessing adolescent and adult intelligence*. Boston, MA: Allyn & Bacon.
- Vanderploeg, R. D. (1994). Estimating premorbid level of functioning. In R. D. Vanderploeg (Ed.), *Clinician's guide to neuropsychological assessment* (pp. 43-68). Hillsdale, NJ: Lawrence Earlbaum Associates, Inc.
- Wechsler, D. (1955). *Manual for the Wechsler Adult Intelligence Scale(WAIS)*. New York: The Psychological Corporation.
- Wechsler, D. (1981). *Manual for the Wechsler Adult Intelligence Scale-Revised(WAIS-R)*. San Antonio, TX: The Psychological Corporation.
- Wilson, R. S., Rosenbaum, G., & Brown, G. (1979). The problem of premorbid intelligence in neuropsychological assessment. *Journal of Clinical Neuropsychology*, 1, 49-53.
- Wilson, R. S., Rosenbaum, G., Brown, G., Rourke, D., Whitman, D., & Grisell, J. (1978). An index of premorbid intelligence. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 46, 1554-1555.
- 원고 접수일 2000. 8. 30.
수정원고접수일 2000. 10. 30.
게재결정일 2000. 10. 30.

Use and misuse of premorbid intelligence estimation

Hongkeun Kim

Department of Rehabilitation Psychology Taegu University

Kim(1999) has proposed a method of estimating premorbid intelligence, which is based on age-and-education specific IQ means of K-WAIS standardization sample. The purpose of the present study was to examine the validity of the method. A sample of 167 normal subjects were administered K-WAIS and their observed IQs and predicted IQs were compared. The error size in estimating FIQ was less than 6 points in 37% of subjects, less than 11 points in 64%, and less than 16 points in 82%. These estimation efficiencies are comparable to those reported for regression-based methods in prior studies, which took into account more number of demographic variables than Kim's method. Kim's method is only 10~20% more efficient than the simple-minded method of predicting all subjects' IQs as 100. These results indicate that Kim's and other demographic methods do not provide a sufficiently satisfactory means of predicting premorbid intelligence. However, the demographic method represents the most sophisticated and objective means of estimating premorbid intelligence among presently available methods. Thus, their cautious use is still recommended.

Keywords : premorbid intelligence, neuropsychological test, intelligence test