

IMF 구제금융 전후의 최저임금 인상과 고용변화에 관한 실증연구

- 미국과 한국의 패스트푸드 산업의 사례분석 -

김 종 권 *

Abstract

In U.S.A., minimum wage of New Jersey in April 1, 1992 rose from \$4.25 to \$5.05. At this assession, there was survey by 410 numbers related back and pro minimum wage in New Jersey and eastern Pennsylvania. At stores of New Jersey and eastern Pennsylvania, comparison of the increase of employment at constant minimum wag is with estimative effect of increase of minimum wage. Through comparison of stores of low wage and high wage above \$5, employment volatility in New Jersey was studied. In U.S.A., increase of minimum wage was not caused to reduce to employment. Contrary to this, result of Korea was not consisted after timing of IMF bailout of 1997. It is because drop of revenue was caused to decrease employees of part-time and full-time job at the viewpoint of cost minimization.

I. 서론

전통적인 경제이론에 따른 예측은 명료하게 나타나고 있다. 즉 최저임금의 상승은 완전경쟁 시장에서 고용 감소를 가져온다는 것이다 (George J. Stigler, 1946).

그러나 이 논문에서는 고용에 대한 최저임금의 새로운 효과를 분석하려고 한다. 미국의 경우 이 논문의 기초 자료를 제공한 뉴저지주의 법률과 자료를 보면 몇 가지 중요한 특징을 가지고 있다. 첫째, 최저임금의 상승이 경기침체기 동안에 발생하고 있다. 둘째, 뉴저지주는 인근 다른 주에 비하여 소규모 경제이다.

* 신홍대학 경상정보계열 교수

<표 1> 주요변수의 평균

구 분	미 국		한 국
	뉴저지	펜실베이니아	서울
Wave 1			
정규직	20.1 (0.50)	23.0 (1.37)	5.1 (0.95)
정규직의 비율	32.5 (1.4)	34.7 (2.6)	15.2 (1.7)
초임	\$4.62 (0.01)	\$4.64 (0.03)	51만원 (0.15)
임금(\$4.25%)	30.9 (2.9)	32.5 (5.4)	-
식료비	\$3.37 (0.02)	\$3.01 (0.08)	6천5백원 (0.06)
개장시간(주간)	14.2 (0.15)	14.8 (0.27)	22.9 (0.22)
Wave 2			
정규직	20.5 (0.51)	21.4 (0.91)	4.5 (0.77)
정규직의 비율	36.0 (1.3)	30.2 (2.7)	13.2 (2.2)
초임	\$5.07 (0.02)	\$4.61 (0.01)	55만원 (0.02)
임금(\$4.25%)	0.0	25.4 (4.7)	-
식료비	\$3.43 (0.01)	\$3.02 (0.05)	7천원 (0.03)
개장시간(주간)	14.3 (0.3)	14.6 (0.2)	23.1 (0.03)

주 : 1. 버거킹, KFC, 웬디스, 맥도널드를 대상으로 하였음.
2. ()은 표준오차임.

셋째, 최저임금 상승이 1992년 2월과 3월 사이인 'wave 1'과 6~8개월 후인 1992년 10월과 12월 'wave 2' 사이에 이뤄지고 있다.¹⁾ 우리나라의 경우에는 한국의 경우에는 97.12.23일의 IMF 구제금융 지원요청 시점을 전후로 하여 분석하였다.²⁾

II. 표본 자료와 평가

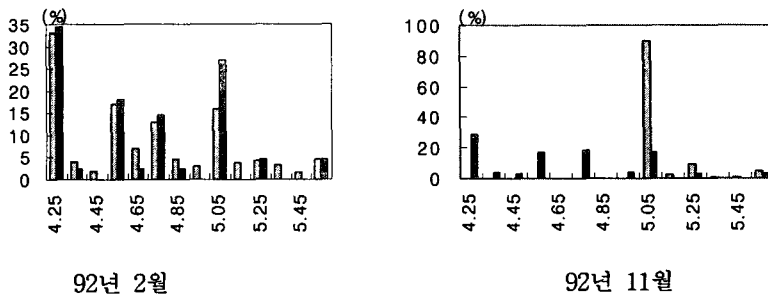
미국의 경우 뉴저지주 법률에 따르면 패스트 푸드점의 경우 1991년 4월 1일에 시간당 임금이 4.25\$에서 1992년 4월 1일에 5.05\$로 상승하였다. 한편 1987년에 노동자가 전체 레스토랑 사업 부문에서 25%를 차지할 정도로 중요 산업이었다. 그리고 패스트 푸드 산업이 최저임금 규제에 적용을 받고 있으며 최저임금 인상에 따라 임금상승의 기대가 가능하였다. 그러나 한국의 경우

1 Bureau of National Affairs. *Daily Labor Report*. Washington, DC: Bureau of National Affairs, irregular.

2 노임단가, 한국물가정보, 각호

에는 아직 이 산업에 최저임금이 적용되지 않고 있었다. 그리고 패스트 푸드 산업의 생산제품과 필요항목들이 동질적(homogenous)이고 제품의 가격, 임금, 고용 측정에 용이하였다. 예를 들어 미국의 경우에는 팁(tips)이 없어 임금측정에 단순성을 가지고 있으며 표본구성이 용이하고 전화를 통한 조사분석의 응답에 있어 타 산업보다 유리하다는 장점을 갖고 있었다. <표 1>의 결과를 보면 각 변수에 대한 missing이 없는 인터뷰 응답의 데이터 묶음에서 몇 개의 주요 변수에 대한 평균값을 나타내고 있다. 미국의 경우 인터뷰 응답이 'wave 1'에서 전체가 473개 중 뉴저지주가 364개, 펜실베니아주가 109개 이었으며, 'wave 2'에서는 'wave 1'의 인터뷰에 응한 가계만을 대상으로 하였는데 전체가 410개이고 뉴저지주는 331개, 펜실베니아주가 79개 이었다. 서울의 경우에는 97.12.23일 이전이 252개, 이후가 312개의 가계이었다. 미국의 경우 평균값은 'wave 2'에서 폐쇄된 가계의 가격에 대해서는 0으로 나타나지만 임시 폐쇄된 가격에 대해서는 missing 변수로 처리하였다. Full-time-equivalent [FTE] 고용은 full-time 노동자 (관리자 포함)의 수와 part-time 노동자 수의 0.5배의 합으로 계산하였다. 한편 평균이 두 개의 주에서 동일하다는 귀무가설에 대한 t-통계량에 따라 뉴저지와 펜실베니아의 가계에 대해 각각 실시하였다. 'wave 1'에서 평균 고용은 펜실베니아에서 가계당 23.3% (뉴저지 20.4%)를 FTE 노동자가 차지하고 있는 것을 알 수 있었다. 그러나 서울의 경우에는 이들 미국의 두 지역에 비하여 FTE 노동자(정규직)의 훨씬 작아 아직 미국에 비하여서는 패스트푸드 산업의 발달이 미진함을 알 수 있었고 따라서 아직 성장산업임을 의미한다고 볼 수 있다. "full meal"의 평균가격이 뉴저지에서 유의적으로 높고 초임은 두 주에서 매우 비슷하게 조사되었다. full time 근로자 중에서 운영의 평균 시간에서도 두 주 사이에 차이가 없었다. 그리고 신규 근로자를 모집하는 상여 프로그램의 우세함에서도 차이가 없었다. 한편 최저임금의 인상에서 10%의 상승이 뉴저지 패스트 푸드 레스토랑의 평균 초임을 10% 상승시키는 것을 알 수 있었다. <그림 1>은 미국의 두 주에서 최저임금 인상 전후의 초임분포를 보여주고 있다. 여기에서 앞축은 뉴저지주의 경우이고 뒤축은 펜실베니아주의 경우이다. 'wave 1'을 볼 때 뉴저지와 펜실베니아에서 분포가 매우 유사함을 알 수 있었고 'wave 2'에서는 뉴저지에서 시간당 5.05\$에 초임이 동일하였다. 또한 최저임금의 인상이 보다 높은 임금을 제공해주는 가계에 대해서는 영향을 주지 않음을 알 수 있었다. <표 2>를 볼 때 최저임금의 인상에도 불구하고 펜실베니아와 비교할 때 뉴저지에서는 FTE 근로자가 오히려 증가하였고 음식의 가격이 상승하였다. 그러나 서울의 경우에는 IMF 전후를 볼 때 전통적인 모형에서와 같이 비용인상 압력으로 FTE 노동자의 비율이 감소함을 알 수 있었다. 한편 인터뷰에서 예측오차는 각각의 변수에 대해 독립이고 응답들의 상관관계는 'reliability ratio'에 나타나는데 FTE에 대해 0.70, 음식의 가격에 대해서는 0.98을 나타내었다.

<그림 1> 초임의 분포



III. 최저임금 인상의 고용에 대한 효과

1.1 차분에서의 차이점

<표 2>는 가계당 평균 고용의 변화와 수준을 나타내고 있다. (iii)열에서 뉴저지와 펜실베니아의 평균 고용의 차이를 보이고 있다. (vii)-(viii)는 뉴저지 가계들에서 다양한 임금변화가 나타나고 있다. 3 행에서는 'wave 1'과 'wave 2'에서 평균 고용의 변화를 나타나 있고 2행-1행의 결과이다. 4행은 한 쪽에 치우치지 않은 표본의 경우이고 5행의 'wave 2'에서 고용을 다루는데 임시적으로 폐쇄된 4개의 가계를 0으로 처리한 경우이다. <표 2>에서 나타난 것처럼 뉴저지의 가계는 펜실베니아에서 보다 작음을 나타내어 주고 있으나 최저임금 인상후 상대적으로 증가하였다. 최저임금 인상에 따라 평균 FTE 고용에서의 변화는 t-값 2.03에서 가계당 고용이 2.76명이다. 4행과 5행에서 뉴저지와 펜실베니아의 상대적 변화는 실제적으로 동일함을 알 수 있고 'wave 2'에서 임시 폐쇄된 가계를 0으로 처리한 경우가 보다 작은 것으로 알 수 있었다. 뉴저지에서 낮은 임금을 주는 가계에서 고용이 증가하였으나 ('wave 1'에서 시간당 4.25\$) 높은 임금을 주는 가계 (시간당 5% 또는 그 이상 지급)에서는 감소하였다. 즉 뉴저지의 저임금 가계에서 ('wave 1'에서 시간당 4.25\$ 지불) 고용이 증가하였다. 반면에 고임금 가계에서 고용의 평균 변화 (-2.16 FTE 고용)는 펜실베니아 가계에서의 변화(-2.28 FTE 고용)에 동일하였다. 반면에 뉴저지의 고임금 가계는 최저임금 인상에 영향을 크게 받지 않고 있음을 알 수 있었다. 그러나 서울의 경우에는 4행에서 부호가 (+) 임으로 비용중에서 차지하는 상대적인 임금상승이 고용의 감소를 초래할 수 있음을 알 수 있다.

<표 2> 뉴저지주의 최저임금 상승 전후의 평균 고용

구 분	주별 가계			뉴저지의 가계			뉴저지내의 차이점		서울의 가계	
	PA (i)	NJ (ii)	NJ-PA (iii)	\$4.25 (iv)	\$4.26-\$4.99 (v)	\$5.00 이상 (vi)	최고-최저 (vii)	최고-평균 (viii)	서울 (ix)	평균임금 이상(x)
최저임금 상승전의 FTE	23.0 (1.37)	20.10 (0.50)	-2.90 (1.43)	19.54 (0.75)	20.06 (0.89)	22.23 (1.12)	-2.67 (1.35)	-2.15 (1.39)	5.1 (0.95)	2.4 (0.85)
최저임금 상승후의 FTE	21.4 (0.91)	20.50 (0.51)	-0.90 (1.05)	20.86 (1.03)	20.95 (0.75)	20.20 (1.02)	0.57 (1.34)	0.65 (1.17)	4.5 (0.77)	2.1 (0.75)
FTE의 평균 변화	-1.6 (1.24)	0.40 (0.44)	2.66 (1.26)	1.22 (0.85)	0.86 (0.83)	-2.03 (1.13)	3.35 (1.47)	2.90 (1.40)	-0.6 (0.81)	-0.3 (0.77)
균형된 표본을 사용한 FTE의 평균 변화	-2.26 (1.23)	0.45 (0.46)	2.65 (1.24)	1.11 (0.72)	0.61 (0.59)	-2.06 (1.00)	3.37 (1.31)	2.77 (1.20)	-1.5 (1.6)	-2.1 (2.5)
임시폐쇄된 가계를 0으로 처리한 FTE의 평균 변화	-2.26 (1.23)	0.21 (0.48)	2.41 (1.25)	0.80 (0.67)	0.39 (0.59)	-2.38 (1.01)	3.30 (1.35)	2.89 (1.25)	-2.1 (2.7)	-3.2 (3.5)

(서울은 97.12.23의 상대적 변화 고찰)

주 : ()는 표준오차임

1.2 회귀조정모형

$$(1a) \Delta E_t = a + bX_i + cNJ_i + \epsilon_i$$

또는

$$(1b) \Delta E_t = a' + b'X_i + c'GAP_i + \epsilon'_i$$

$GAP_i = 0$ 펜실베니아 가계에 대하여 사용한 경우

$GAP_i = 0$ $W_{1i} \geq 5.05$ 인 뉴저지가계의 경우

$GAP_i = (5.05 - W_{1i})/W_{1i}$ 뉴저지의 다른 가계에 대한 경우

ΔE_t 가계 I의 경우 'wave 1'에서 'wave 2'까지의 고용변화이고 서울의 경우에는 NJ_i 와 GAP_i 에서 서울에 관련된 자료를 사용하였다. 식 (1 a)와 식 (1 b)에서 NJ_i 는 뉴저지(서울)의 가계에 대해 1이라는 더미변수이고 GAP_i 는 (W_{1i})라는 가계에서 초입에 기초한 가계 I의 최저임금 영향에 대한 추정치이다. 그리고, 새로운 최저임금 상승을 충족시켜주는 데 필요한 가계 I에서 임금의 비례적 상승을 초래하였으나 서울의 경우에는 상반된 결과를 가져오고 있다. GAP_i 의 값은 'wave 1'과 'wave 2' ($R^2=0.75$) 사이에 실제로 비례적인 임금변화 예측척도가 되고 있다. 미국의 경우 뉴저지와 펜실베니아의 가계들 사이에 임금을 주는 행위에 차이가 없었다. <표 3>의 (iii)열과 (v)열에서 최저임금의 효과를 측정하기 위한 GAP_i 변수를 사용하였다. 이 변수는 비록 뉴저지-펜실베니아의 차이가 비슷하다 할지라도 단순한 뉴저지 더미변수보다 적합도 면에서 우수하였다. 뉴저지 가계 가운데 GAP_i 의 평균값은 0.11이다. 그래서 (iii)열의 추정치는 FTE 고용에서 펜실베니아와 뉴저지를 비교할 때 뉴저지에서 1.72 상승하였다. 뉴저지 범위 내에서 GAP_i 가 변화하기 때문에 고용 모형에 GAP_i 와 NJ_i 를 추가하였다. 뉴저지 더미와 GAP_i 변수의 측정된 계수는 이 모형에서 긍정적인 결과를 보이고 있다. <표 4>의 (iii)에서 GAP_i 계수를 보면 "+"로써 최저임금이 상승할 때 고용이 증가하고 있음을 알 수 있었으나 서울의 경우에는 "-"로써 감소함을 알 수 있었다.

<표 3> 고용변화에 대한 축약형 모형의 결과

구 분	모 형					
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(viii)
뉴저지(서울)더미	2.32 (1.18)	2.29 (1.19)	-	-	-	-2.19 (1.08)
초입의 차	-	-	15.66 (6.09)	14.93 (6.20)	11.90 (7.38)	-5.62 (2.08)
주주의 변화에 대한 조정	없음	있음	없음	있음	있음	없음
지역에 대한 조정	없음	없음	없음	없음	있음	없음
S.E.E.	8.78	8.76	8.75	8.75	8.79	7.89
조정에 관한 확률값	-	0.35	-	0.41	0.38	-

주 : ()는 표준오차임.

1.3 상세한(specific) 분석

<표 2>과 <표 3>의 결과를 보면 미국의 경우에는 최저임금의 상승이 고용감소를 초래할 것이라는 일반적인 견해와 상반되어 있으며 우리 나라의 경우에는 실증적으로 나타나기는 어려울 것임을 시사하고 있다. <표 4>는 이러한 사실과 관련됨. 1행의 Base Specification이 <표 3>의 (ii) 열과 (iv) 열에 관련되어 있다. 2행은 4일동안 임시적으로 폐쇄한 가게를 완전 폐쇄된 가게로 인정한 경우이다. 그리고 3행과 5행은 FTE 고용의 대안적인 대책을 사용하는 추정결과이다. 3행은 고용에서 관리자를 제외시켰다. 6행에서는 뉴저지의 35개 가게들을 제외시킨 표본을 사용하였다 (이 가게들은 다양한 계절적인 패턴을 보여주어 최저임금 인상의 효과가 다소 커지거나 작아지는 것으로 초래하였다). 8행에서는 1행과 비슷하였고 9행은 '비례적 고용변화모형'에 대해 가중 추정치를 사용하였다 (최초 고용수준에서 가중치로 사용하였다). 최저임금의 상승이 고용에 긍정적인 작용을 하고 있다. 즉 최저임금의 상승에 따른 관측되지 않은 제품에 대한 수요증가가 부정적인 고용에 대한 영향을 능가하였다 (이는 10행과 11행에서 뉴워크와 캄덴지역 연구결과에서도 알 수 있었다). 그러나 한국의 경우에는 최저임금제가 패스트푸드 산업에 도입되었을 경우에도 미국의 경우와 동일한 결과가 나올지에 대해서는 아직 결론을 내리기 어려울 것임을 알 수 있다. <표 4> 12행에서는 뉴저지대신에 펜실베이니아지역에서 시간당 최저임금이 5.05\$로 상승하였을 경우인데 고용의 wage gap과 고용의 증가가 상관이 없는 것으로 나타났다.

1.4 고용시간에서 Full-time과 Part-time의 대체효과

최근까지의 연구는 Full-time 고용에 집중되어 왔고 Full-time 근로자와 Part-time 근로자의 분포에서의 변화 가능성은 제외시키고 분석되어졌다. 미국의 경우 최저임금의 인상은 Full-time 근로자를 Part-time 근로자보다 증가시켰다. 그런데, 패스트푸드 점에서 Full-time 근로자는 Part-time 근로자보다 숙련도를 가지고 있다. 그럼에도 불구하고 81%의 레스토랑에서 Full-time 근로자와 Part-time 근로자에게 'wave 1'의 기간에서 동일한 초임을 지불하고 있었다. 그러나 서울의 경우에는 정규직과 비정규직 직원의 초임에서는 거의 두 배정도 차이가 있음을 알 수 있었다. 한편, 최저임금의 인상은 이 레스토랑에서 더 많은 Full-time 근로자에게 매력력을 느끼게 할 것으로 보인다. 따라서, 자연히 가게들은 Full-time 근로자가 더 많은 생산성을 가지고 있다면 더 큰 비율로 이들을 고용하려고 할 것이다. 그러나 서울의 경우에는 아직 이러한 증명은 어려움을 알 수 있다. <표 5>의 최저임금 상승에 따른 결과를 보면, 미국의 경우 Full-time 근로자가 펜실베이니아와 비교할 때 뉴저지에서 7.3% 증가하고 있으나, wage gap 변수에 회귀분석은 Full-time 근로자에 이동을 의미하지 않고 있다. 그러나 이와 상반되게 서울의 경우에는 정규직과 비정규직 모두에서 감소함을 알 수 있었다. 한편 미국의 경우 2~4행은 최저임금의 상승이 레스토랑

<표 4> 축약형모형을 통한 고용변화 검증

구 분	고용 변화				비례적인 고용변화			
	NJ더미	서울더미	GAP사용	GAP사용 (서울)	NJ더미	서울더미	GAP사용	GAP사용 (서울)
기초분석	2.18 (1.17)	1.98 (1.05)	14.91 (6.20)	10.21 (6.17)	0.03 (0.03)	0.009 (0.009)	0.31 (0.21)	0.19 (0.21)
4일동안 폐쇄된 가게를 영구폐쇄로 간주	2.15 (1.17)	1.12 (0.72)	14.72 (6.10)	10.11 (5.76)	0.02 (0.06)	0.007 (0.004)	0.33 (0.20)	0.17 (0.20)
고용에서 관리 자체의 경우	2.32 (1.18)	1.85 (0.72)	14.68 (6.04)	10.09 (6.07)	0.02 (0.08)	0.006 (0.003)	0.26 (0.32)	0.15 (0.17)
0.4×정규직으로서 비정규직 근로자 사용	2.32 (1.18)	2.81 (1.51)	15.21 (6.21)	17.15 (8.13)	0.04 (0.02)	0.07 (0.05)	0.27 (0.31)	0.35 (0.7)
초기고용의 가중치	-	-	-	-	0.11 (0.03)	-0.05 (0.02)	0.71 (0.16)	-0.09 (0.07)

주 : ()는 표준오차임.

개장시간을 늘려 주고 계산기의 보유대수를 증가시키고 있음을 알 수 있었다. 그러나 서울의 경우에는 이러한 증거를 발견할 수 없었다.

IV. 무임금 상쇄효과

<표 5>의 5행과 6행을 보면 최저임금의 상승이 근로자에게 제공되는 저비용 식사의 공급을 감소시켰으며 뉴저지에서 특히 더 감소시키고 있다. 다른 가능성으로 최저임금의 인상이 직업 훈련 줄이고 종신고용을 축소시키는 효과를 가져옴을 보여준 결과가 있다 (Jacob Mincer와 Linda Leighton (1981)). 이러한 효과는 미국과 서울 모두에서 같은 결과를 나타냄을 알 수 있었다.

V. 최저임금 인상의 가격효과

최저임금 인상이 패스트푸드 레스토랑에서 음식물의 가격에 주는 효과를 측정하였다. 이것의 결과 경쟁시장인 패스트푸드 산업에서 최저임금의 인상은 산출물의 가격상승을 유발시켰다. 이는 서울의 경우에도 97.12.23일을 전후로 하여 패스트푸드 점의 상대적인 가격변화는 직원들의 보수 변화보다 적음을 알 수 있었다. 보수

불변의 법칙 (constant return to scale) 의 산업을 가정하면 가격의 상승은 총요소비용에서 최저임금 노동의 몫에 비례한다. 한편, 평균적인 임금으로 볼 때 뉴저지의 레스토랑은 레스토랑의 절반 정도가 새로운 최저임금 보다 작은 임금을 노동자들에게 제공하고 있다. 임금이 대강 노동자들에게서 15%정도 상승하여 노동자의 총비용의

<표 5> 최저임금 상승에 따른 효과

구분	최저임금 상승에 따른 효과 (평균)		변화분 중 회귀계수			
	NJ더미	서울더미	NJ더미	서울더미	GAP사용	GAP사용 (서울)
정규직경우(%)	2.62 (1.70)	-1.57 (0.89)	7.29 (3.99)	-5.12 (3.13)	33.63 (20.89)	-7.14 (3.52)
주당 개장시간의 수	-0.00 (0.05)	0.12 (0.08)	-0.12 (0.11)	-0.07 (0.04)	0.05 (0.78)	-0.12 (0.15)
계산기 보유대수	-0.07 (0.07)	0.12 (0.09)	-0.19 (0.11)	-0.21 (0.13)	-0.32 (0.55)	-0.17 (0.14)
종업원에 대한 저비용식사제공	-4.66 (2.66)	-2.18 (1.13)	-2.00 (5.62)	-1.15 (0.95)	-3.17 (0.15)	-4.13 (3.17)
메뉴가격의 차별화	8.40 (2.14)	6.25 (1.78)	0.48 (4.49)	0.25 (0.12)	29.89 (22.75)	10.08 (10.07)

주 : ()는 표준오차임.

높은 임금이 레스토랑의 총비용의 30%를 차지하게 된다면 최저임금 인상 때문에 (0.15×0.5×0.3에 의하여) 약 2.2% 가격상승을 기대할 수 있다.

<표 6>은 최저임금 인상이 가격에 주는 효과의 추정치를 보여주고 있다. (i)열의 뉴저지에서 추정된 더미는 세후 음식물가격이 1992.2~11월 사이에 펜실베이니아에서 보다 뉴저지에서 3.2% 빨리 상승함을 나타낸다. 초임이 서로 다른 수준에 있는 뉴저지 가게에서 음식물가격이 균등한 비율로써 상승하였다. <표 7>의 (v)에서 추정된 wage GAP의 계수가 통계적으로 유의하지 못하였다. 이는 보다 높은 최저임금이 보다 높은 패스트푸드 가격을 초래한다는 것을 의미한다.

뉴저지에서 패스트푸드 산업이 같은 산출물을 생산하는 경쟁관계에 있어서 각 패스트푸드점은 최저임금의 인상에 대하여 경쟁관계에 있는 다른 가게보다 더 빠르게 산출물가격을 인상시킬 수 없는 한계점을 가지고 있었다.

VI. 가게들의 신규점포

높은 최저임금의 중요한 잠재적인 효과는 신규점포의 진출을 어렵게 할 것으로 예상된다. 그러나 실증분석의 결과 최저임금의 인상이 신설 가게에 부정적인 효과를 가져오지는 않았다. 이와 같은 결론은 서울의 97.12.23일을 전후로한 분석에서도 동일한 결론을 얻을 수 있었다.

VII. 뉴저지와 서울에서 고용변화의 결과

이 분석의 결과 뉴저지에서 최저임금의 인상이 패스트푸드 산업의 경우 고용을 증가시킬 것으로 보인다. 그러나 서울에서는 아직 이러한 현상은 발생하지 않을 것으로 추정되고 있다. 뉴저지의 최저임금이 1992년 4월1일에 상승하였다. 1991년과 1992년의 4월~12월에 고용증가율을 계산하였다. 그 결과 뉴저지와 주변 주에서 고용의 상대적인 변화는 새로운 최저임금 인상의 효과를 가져오고 있다. 1991~1992년 사이에 뉴저지 노동시장은 성인 고용증가율의 변화가 뉴욕 또는 펜실베이니아의 노동시장에 비해 약화시켰다. 그러나 10대들 사이에서 이 상황은 반전되고 있다. 뉴저지에서 10대 고용증가율은 1991~1992년 사이에 0.7% 하락하였다. 뉴욕, 펜실베이

아, 그리고 미국전역에서 10대 고용증가율을 더 많이 하락시켰다. 펜실베이니아의 10대와 비교할 때 뉴저지의 10대의 고용증가율이 2.0% 상승하였다.

<표 6> 메뉴가격 변화에 대한 축약형모형 결과

구 분	메뉴가격 변화 (로그변환값 사용)					
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(viii)
뉴저지(서울))더미	0.032 (0.012)	0.035 (0.015)	-	-	-	0.051 (0.019)
초입의 차	-	-	0.078 (0.075)	0.145 (0.073)	0.062 (0.087)	0.035 (0.067)
주주의 변 화에 대한 조정	없음	있음	없음	있음	있음	없음
지역에 대 한 조정	없음	없음	없음	없음	있음	없음
S.E.E.	0.102	0.098	0.101	0.099	0.098	0.101

주 : ()는 표준오차임.

VIII. 시사점

1.1 표준경쟁모형 (전통적인 경쟁모형)

표준경쟁모형은 고용수준이 임금상승시 하락할 수 있음을 예측하고 있다. 즉 최저임금 인상으로 총고용이 하락하고 산출물 가격이 상승압력을 받을 것으로 분석되고 있다. Brown(1982, 1983)의 조사에서 최저임금에 10%의 인상이 10대 고용증가율을 1~3% 감소시킬 수 있음을 발견하였다. 뉴저지의 패스트푸드 점에서 최저임금의 18%인상이 점포당 0.4~1.0명의 종업원을 감소시키게 되었고 서울의 경우에도 상대적인 임금상승요인은 종업원 감축에 보다 유의성을 나타내고 있다.

1.2 대안적인 모형

전통적인 경쟁모형에 대안적인 모형은 기업들이 산출물시장에서는 가격순용자(price-taker)이나 노동시장에서 시장지배력에 어느정도 독점력을 가지고 있는 경우이다. 패스트푸드 산업의 노동시장에서 노동공급 곡선이 우상향한다면 최저임금의 인상이 잠재적으로 고용을 증가시킬 것이다(Kenneth Burdett와 Mortensen(1989)). 모형에 따르면 처음부터 종업원들에게 이 지역에서 가장 낮은 임금을 주던 기업들이 최저임금을 인상시킨 뒤 대부분의 기업들에서 고용을 증가시켰다. 최저임금 인상에 따른 고용증가와 가격 사이의 관계는 패스트푸드점들이 서비스의 질을 변화시키거나 가격의 청결도 향상, 다양한 메뉴를 통하여 상대가격을 변화시킴으로써 약화될 수 있다. 노동시장의 공급이 제약된 monopsony model에서 고용에 대한 변화를 추정하였다. 한편 시장지배력의 잠재적인 지표로는 신규 직원채용에 관한 상여금을 사용할 수 있다. 그러나

이 연구를 통하여 뉴저지와 서울의 가게에서 최초로 신규직원 채용에 상여금을 사용하는 경우 고용이 급격하게 증가하거나 감소하는 것을 발견하지는 못하였고 GAP변수가 상여금을 사용한 가게들에 대해 더 큰 효과를 가졌다는 증거 역시 알 수 없었다.

IX. 결론

최저임금에 관한 통설적인 모형의 중심적인 예측과 달리 최근의 연구들은 횡단면(cross-sectional)이고 시계열분석(time-series)을 통한 고용 또는 시장에 영향을 관점에서 분석하고 있다. 분석 결과로써 뉴저지주의 최저임금 상승이 이 주의 패스트 푸드 레스토랑에서 고용의 감소를 초래했다는 증거를 발견하지 못하였다. 오히려 최소임금의 상승이 고용증가를 초래했다는 것을 발견하였다. 이 분석은 뉴저지주의 시간당 최저임금 \$4.25와 \$5.00 (새로운 최저임금 인상 법률과 상관이 없는 경우임)로 동부 펜실베이니아주 \$5.05의 비교를 통하여 이루어졌다. 그리고 97.12.23일(IMF 지원자금 요청일 기준)을 기준으로 패스트푸드 산업의 총비용 증가에서 상대적인 임금상승 요인에 대한 변화를 추정하였다.

여기서 이러한 결론의 타당성을 알아보기 위하여 대안적인 다양한 방법론을 제시하였다. 그러나 미국의 경우 대안적인 방법의 어느 것도 최저임금 상승의 고용에 대한 부정적인 효과를 나타내 주지는 못하였다. 이와 반대로 서울의 경우에 있어서는 비용상승요인을 정규직 및 비정규직 인원의 감축을 통하여 주로 전가시키는 전통적인 모형을 따르고 있는 것으로 나타났다.

한편 뉴저지, 펜실베이니아, 뉴욕에서 최저임금 상승에 따른 10대 고용임금의 비교를 하였다. 이 분석의 결과 뉴저지에서 낮은 임금을 받는 근로자의 고용이 소폭 증가하는 것을 확인하였다. 또한 최저임금의 상승이 맥도널드의 판로의 수에 부정적인 영향을 주지 않음을 알 수 있었다. 그러나 서울의 경우에는 이와는 상반되게 임금상승요인을 비정규직 또는 10대 고용을 감소시키는 것으로 나타났다.

마지막으로 뉴저지와 펜실베이니아에서 패스트 푸드 음식의 가격상승이 주는 효과를 비교 분석한 결과 최저임금의 상승부담이 소비자에게 전가됨을 알 수 있었다. 그러나 뉴저지와 서울의 가게에서 가격 상승이 최저임금 상승에 영향을 받았다는 확실한 증거는 발견하지 못하였다.

전체적으로 고려할 때 위에서 나타난 결론은 표준적인 경쟁모형 또는 고용주들이 노동공급 제약에 직면하는 (노동에 대한 수요독점(monosopy) 또는 균형탐색모형(equilibrium search models)) 모형으로서는 설명하기 어려운 한계점을 갖고 있다.

X. 참고 문헌

1. Brown, Charles; Gilroy, Curtis and Kohen, Andrew, "The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment." *Journal of Economic Literature*, June 1982, 20(2), pp. 487-528.
2. _____, "Time Series Evidence on the Effect of the Minimum Wage on Youth Employment and Unemployment." *Journal of Human Resources*, Winter 1983, 18(1), pp. 3-31
3. Burdett, Kenneth and Mortensen, Dale T. "Equilibrium Wage Differentials and Employer Size." Center for Mathematical Studies in Economics and Management Science

- Discussion Paper No. 860, Northwestern University, October 1989.
4. Bureau of National Affairs. *Daily Labor Report*. Washington, DC: Bureau of National Affairs, irregular.
 5. Card, David. "Using Regional Variation in Wages To Measure the Effects of the Federal Minimum Wage." *Industrial and Labor Relations Review*, October 1992a, 46(1), pp. 22-37.
 6. Katz, Lawrence F. and Krueger, Alan B. "The Effect of the Minimum Wage on the Fast Food Industry." *Industrial and Labor Relations Review*, October 1992, 46(1), pp. 6-21.
 7. Lester, Richard A. "Employment Effects of Minimum Wages." *Industrial and Labor Relations Review*, January 1960, 13, pp. 254-64.
 8. _____, *The economics of labor*, 2nd Ed. New York: Macmillan, 1964.
 9. Machin, Stephen and Manning, Alan. "The Effects of Minimum Wages on Wage Dispersion and Employment: Evidence from the U.K. Wage Councils." *Industrial and Labor Relations Review*, January 1994, 47(2), pp. 319-29.
 10. McDonald's Corporation. 1991 *Annual report*. Chicago, 1991.
 11. Mincer, Jacob and Leighton, Linda. "The Effects of Minimum Wages on Human Capital Formation," in Simon Rottenberg, ed., *The economics of legal minimum wages*. Washington, DC: American Enterprise Institute, 1981, pp. 155-73.
 12. Mortensen, Dale T. "Equilibrium Wages Distributions: A Synthesis.", Center for Mathematical Studies in Economics and Management Science Discussion Paper No. 811, Northwestern University, March 1988.
 13. Ransom, Michael R. "Seniority and Monopsony in the Academic Labor Market." *America Economic Review*, March 1993, 83(1), pp. 221-33.
 14. Stigler, George J. "The Economics of Minimum Wage Legislation." *America Economic Review*, June 1946, 36(3), pp. 358-65.
 15. Sullivan, Daniel G. "Monosopny Power in the Market for Nurses." *Journal of Law and Economics*, October 1989, Part 2, 32(2), pp. 135-78.
 16. U.S. Department of Commerce, 1987 *Census of retail trade: Miscellaneous subjects*. Washington D.C: U.S. Government Printing Office, October 1990.
 17. Wellington, Alison J. "Effects of the Minimum Wage on the Employment Status of Youths: An Update." *Journal of Human Resources*, Winter 1991, 26(1), pp. 27-46.