소득분배가 勞動量에 미치는 效果의 실증적 分析

安 昞 縉*

目 次

Ⅰ. 序 論
Ⅱ. 時係列 分析
Ⅲ. 橫斷面 分析
Ⅳ. 結 論

Ⅰ. 序 論

所得分配에 대한 새로운 시각은 所得分配를 성장과 안정의 決定要因으로 보고 所得分配가 경제성장이나 國際收支에 미치는 影響을 분석하는 것이다.[1].

이러한 硏究에 있어서 核心的인 과제는 所得分配가 경제성장과 安定에 영향을 미치는 經路이고, 가장 중요한 影響波及經路는 소비(저축)와 勞動量으로 指摘되고 있다. 이러한 勞動量경로에 대해서는 아직 충분한 硏究가 이루어지지 못하고 있다.

---

* 本 硏究所 硏究員, 經商大學 貿易學科 敎授

1) 이러한 視角으로 硏究된 우리나라의 최근 主要硏究는 다음이 있다.
金大模, 「개방경제에서의 所得分配와 경제성장－1980년도의 한국을 중심으로－」, 『論文集 : 사회과학편』 제30집, 中央大學校, 1986, pp. 9～36.
安昞縉, 「所得分配와 貯蓄」, 『논문집 : 人文社會科學編』 제22집, 단국대학교, 1988, p. 245～295.
______, 「經濟成長에 관한 分配的 접근」, 『産業硏究』 제12집, 단국대학교 부설 산업연구소, 1989, pp. 89～116.
______, 「貯蓄과 외채에 관한 分配的 접근」, 『政策科學硏究』 제1집, 단국대학교 政策科學 硏究所, 1989, pp. 169～219.
______, 「所得分配가 經濟成長과 國際收支에 미치는 效果에 관한 硏究」, 박사학위논문, 中央大學校 大學院, 1992. 6.
安昞縉, 「所得分配가 경제성장과 所得再分配에 미치는 效果에 관한 理論的 硏究」, 『논문집 : 人文社會科學編』, 단국대학교, 1994, pp. 239～278.
安昞縉, 「産業關聯表를 이용한 所得再分配가 경제성장과 國際收支에 미치는 效果의 年度別 比較硏究 －1987년과 1990년을 중심으로－」, 『産業硏究』 제17집, 단국대학교 부설 산업연구소, 1994.

所得分配構造가 노동량에 미치는 影響에 대한 安昞縉의 연구(1992)는 다음과 같은 問題点이 있는 것으로 判斷된다.

우선 時系列分析의 경우 經濟活動參加率과 10분위 分配率간의 상관성과 因果性을 검증하고 두 變數사이에는 相關性 뿐만 아니라 Granger의미에서의 因果性도 존재한다고 指摘하고 있다. 그러나 첫째, 勞動量을 제대로 설명할 변수로서 經濟活動人口가 타당하냐의 問題를 제기한다. 둘째, 단순한 Granger의미 뿐만 아니라 因果模型의 접근에 의해서도 동일한 결론을 내릴 수 있어야 한다는 점이다. 셋째, 所得分配변수에 대한 노동량에의 役割과 의의가 보다 具體化되어야 한다는 점이다.

橫斷面分析의 경우 勞動統計年鑑과 농어촌 및 都市家計의 소득통계로부터 勞動量, 임금, 資産所得의 자료를 구하여 分析하고 있는데, 資料의 부족으로 結合資料(pooling data)를 활용하고 있다. 이러한 接近에서 제기되는 問題点은 첫째, 模型의 설정이 理論的으로 妥當하냐는 점이다. 둘째, 資産所得의 정의와 집계에 偏倚가 없느냐의 점이다. 셋째, 結合偏倚의 존재가능성을 排除할 수 없다는 점이다.

따라서 본 硏究에서는 이러한 점의 改善과 극복을 目的으로 한 것이다. 그리고 한편 本硏究의 토대가 되는 所得分配가 노동량에 미치는 影響에 대한 理論的인 接近은 별도의 論文에서 다루고자 한다.[2].

Ⅱ. 時係列 分析

1. 模型의 設定

본 연구에서 所得分配구조의 동태적 특성이 勞動供給에 미치는 影響을 시계열적으로 分析하기 위한 模型은 다음과 같다.

$$N = N(W, ID) \cdots\cdots (\text{式 } 1)$$

여기서, N : 勞動供給

W : 임금수준

ID : 所得分配構造

2) 安昞縉, "소득분배가 勞動量에 미치는 效果의 이론적 分析", 『논문집』 29輯, 檀國大學校, 1996. 7(게재예정).

2. 변수의 定義와 자료의 分布－構造－특성

가. 勞動의 공급과 賃金

우리나라의 勞動統計로서 거시경제·總體的인 또는 대표적인 勞動의 유관변수로 可得이 가능한 것은 다음과 같다.

① 經濟活動 참가율

② 취업율 또는 失業率

③ 全產業 월평균 근무일수

④ 전산업 月平均 勤勞時間

〈표 1〉 거시경제적 勞動 및 임금수준 관련변수의 推移 (단위 : %, 日, 시간)

년 도	경제활동참가율	취업율	실업율	월평균근로일수	월평균근로시간
1970	57.6	95.5	4.50	25.2	224.2
1971	57.4	95.6	4.40	24.7	219.8
1972	57.7	95.5	4.50	25.4	220.9
1973	58.4	96.1	3.90	25.5	220.2
1974	58.9	96.0	4.00	25.2	215.6
1975	58.3	95.9	4.10	25.3	217.0
1976	59.7	96.1	3.90	25.2	220.0
1977	59.4	96.2	3.80	25.2	223.1
1978	59.9	96.8	3.20	25.1	222.9
1979	59.5	96.2	3.80	24.7	219.5
1980	59.0	94.8	5.20	24.6	223.9
1981	58.5	95.5	4.50	24.6	225.4
1982	58.6	95.7	4.40	24.8	226.4
1983	57.7	95.9	4.10	24.8	227.8
1984	55.8	96.2	3.80	24.8	227.5
1985	56.5	96.0	4.00	24.7	225.5
1986	57.1	96.2	3.80	24.8	227.8
1987	58.3	96.9	3.10	24.9	225.4
1988	58.5	97.5	2.50	25.0	221.8

년 도	경제활동참가율	취업율	실업율	월평균근로일수	월평균근로시간
1989	59.5	97.4	2.60	24.7	213.7
1990	60.0	97.6	2.40	24.7	209.5
1991	60.0	97.7	2.30	24.7	208.2
1992	60.9	97.6	2.40	24,7	206.5

자료 : 노동부 기획관리실 통계담당관실, 매월노동통계조사
노동통계연람, 해당년도에서 재인용.

위의 資料中에서 보듯 거시경제적인 勞動의 특성을 把握할수 있는 資料는 크게 두가지다. 첫번째와 두번째는 雇傭과 실업에 보다 가까운 概念이고 셋째와 넷째는 勞動量에 가까운 概念이다. 따라서 우리의 分析目的上 셋째와 넷째자료가 보다 妥當하다고 볼 수 있다.

한편 위의 勞動關聯 변수들의 相關度를 측정해보면 두드러지는 特徵은 구분된 두가지 유형의 時系列간에 현격한 差別을 보인다는 점이다. 즉, 경제활동참가율과 취업율(또는 실업율)은 全産業 月平均 勤勞日數나 총근로시간과 相關性을 갖지 않는다. 따라서 이들 그룹간에는 時系列적으로 同質적 特性을 갖지 않는다고 할 수 있다. 그러므로 各各은 분리적으로 分析 또는 使用되어야 할 것이다.

다음으로 本 硏究의 분석을 위해 全産業 월평균 勤勞日數나 총근로시간중 어떤 變數를 勞動量에 관한 變數로 써야 할 것인가의 問題이다. 이의 選擇基準은 첫째, 理論的으로 무엇이 보다 妥當하냐의 문제이고 둘째, 理論的으로 동질적이라면 實證分析에서 정의되고 利用되는 임금수준변수와 合致되는 것이 무엇이냐의 問題이다.

〈표 2〉 勞動聯關 지표간의 相關係數

	경제활동 참가율	취업율	실업율	전산업월평균 근로일수	전산업월평균 근로시간
경제활동 참가율	1.0000				
취업율	0.5309	1.0000			
실업율			1.0000		
	0.5285	0.9997			
전산업월평균			0.1753		
근로일수	0.0671	0.1787		1.0000	
전산업월평균			0.6351		1.0000
총근로시간	0.7276	0.6326		0.0634	

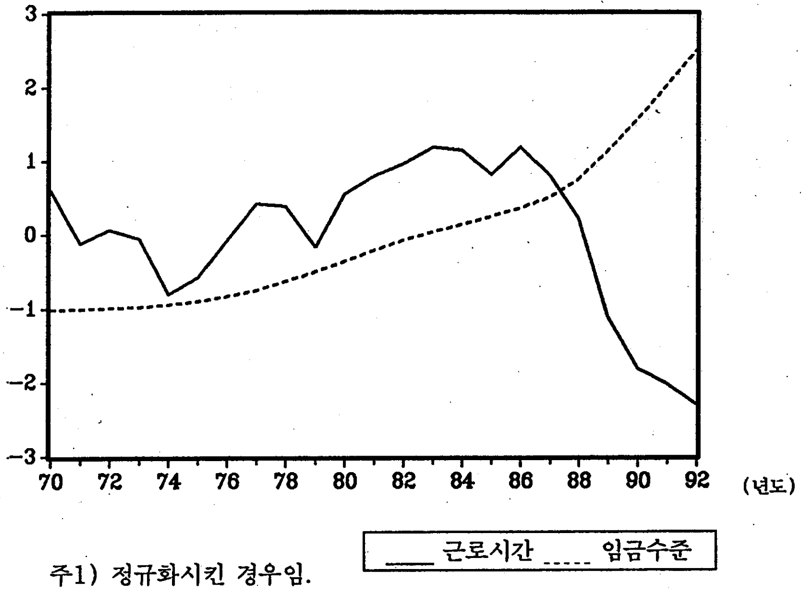
우선 理論的으로 볼때에 勞動量의 보다 정교한 特徵은 근로일수 보다는 勤勞時間에 의한 것이고 實證的으로도 전산업 月平均 임금수준에 代應되는 것은 전산업 월평균 勤勞時間이다.

그런데 相關分析의 결과 注目되는 것은 勤勞時間 또는 근로일수와 賃金水準間에 負(−)의 相關關係가 존재한다는 것이다. 이는 80년대 後半期 이후 名目賃金水準은 꾸준히 增加함에 비해 평균 勤勞時間은 급격히 減少했기 때문이다. 〈표 3〉를 살펴보면 이러한 內容을 짐작할수 있을 것이다.

〈표 3〉 근무일수, 근로시간 및 임금간의 상관계수

	전산업 월평균 근로일수	전산업 월평균 근로시간
전산업 월평균 평균임금수준	−0.5873	−0.5498

그림(1)



주1) 정규화시킨 경우임.

나. 所得分配構造

所得分配의 구조적 特性을 측정하는 指標로는 대개 지니(Gini)계수, 10분위 분배율, 테일(Theil)지수, 파레토(Pareto)계수 등이 사용된다.[3)]

3) 이에 대한 자세한 논의는 다음을 참조. 李廷雨, 『所得分配論』, 比峰出版社, 1991.

그런데 이들 資料는 유사성이 높고 거의 동일한 情報를 제공해준다. 또한 代表的으로 쓰이는 Gini계수와 10分位 分配率로서 이들에 관한 資料가 비교적 可得이 용이하다.[4)]

다만 實際에 있어서 時系列的으로 완비된 所得分配構造에 관한 指標를 얻기란 여간 어려운 일이 아니다. 그러나 多幸스럽게도 우리나라에서는 Gini계수와 10분위계수를 同時에 추계한 2개의 硏究가 있다. 金大模·安國臣(1987. 12)과 安國臣·姜善代(1991)의 연구가 그것이다. 그런데 後者의 연구는 前者에 대한 연장추계로서 1970년에서 1988년까지의 所得分配에 관한 時系列資料를 얻을 수 있다. 따라서 이에 따르기로 한다.

우선 이들 지니계수와 10분위지수간에는 −0.9871의 높은 相關性이 있다. 위의 時系列資料에 의하는 경우, 우리나라는 分配構造가 1970년대 후반부터 1980년대 초반까지 다소 개선되다가 1980년대 後半 다시 惡化되는 特性을 보이고 있다. 자세한 兩指標의 시계열은 〈표 4〉와 같다.

〈표 4〉 분배구조 지표의 추이

년 도	지니계수			10분위 분배율		
	전 체	농 어 가	비 농 가	전 체	농 어 가	비 농 가
1970	0.3137	0.1941	0.3616	0.5358	0.8709	0.4218
1971	0.3091	0.2141	0.3571	0.5409	0.8085	0.4468
1972	0.3148	0.2195	0.3663	0.5333	0.7910	0.4310
1973	0.3704	0.2145	0.4396	0.4313	0.8057	0.3164
1974	0.3860	0.2170	0.4621	0.4090	0.7931	0.2986
1975	0.3785	0.1940	0.4577	0.4073	0.8793	0.2840
1976	0.3910	0.2171	0.4609	0.3900	0.7983	0.2810
1977	0.3782	0.2079	0.4442	0.4091	0.8272	0.2997
1978	0.3698	0.1783	0.4354	0.4242	0.9355	0.3085
1979	0.3738	0.1586	0.4344	0.4167	1.0141	0.3087
1980	0.3563	0.1455	0.4160	0.4513	1.0561	0.3386
1981	0.3465	0.1438	0.4004	0.4618	1.0820	0.3612
1982	0.3847	0.1522	0.4419	0.3795	10.4720	0.2970
1983	0.3674	0.1300	0.4220	0.4114	1.1448	0.3226
1984	0.3895	0.1275	0.4454	0.3698	1.1503	0.2855
1985	0.3905	0.1211	0.4430	0.3657	1.1831	0.,2897
1986	0.3933	0.1231	0.4426	0.3704	1.1576	0.2882
1987	0.3972	0.1357	0.4410	0.3745	1.1093	0.2945
1988	0.4029	0.0954	0.4427	0.3492	1.2908	0.2818

자료 : 安國臣·姜善代, 「한국의 계층별 所得分配 추이와 그 決定原理」, 『經濟論輯』, 中央大學校 經濟硏究所, 1990.

4) Gini係數는 값이 커질수록 階層間에 소득분배가 不平等하게 되는것을 意味하고 十分位分配率은 값이 커질수록 所得分配가 평등하게 되는 것을 意味한다.

3. 實證分析의 결과와 檢證 및 해석

가. 상관관계 分析

勞動量에 관한 변수인 全産業 月平均總勤勞時間과 전산업 월평균 임금및 所得分配 構造指標(지니계수, 10분위 분배율)간의 相關分析에 있어서 核心은 시차상관 계수 값이다.

一般的으로 임금수준과 勞動量 및 所得分配構造와 노동공급간에는 時差가 존재할 것으로 期待되고 있다. 따라서 이들간의 바른 關係糾明을 위해서는 時差糾明이 필요하다.

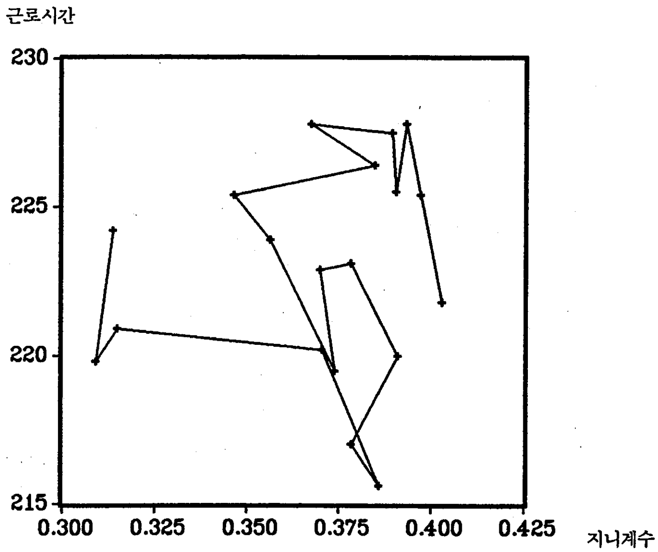
따라서 時差關係를 단순선형 相關分析法에 의해 分析하였다. 그러나 적어도 信賴水準 85%이상에서는 이들간의 線形相關關係가 존재한다고 진술할 수 없다. 다만, 散布圖分析에 의하는 경우 이들간엔 非線形相關關係가 존재할 可能性이 크다.

〈표 5〉 임금수준과 分配指標間의 시차상관성

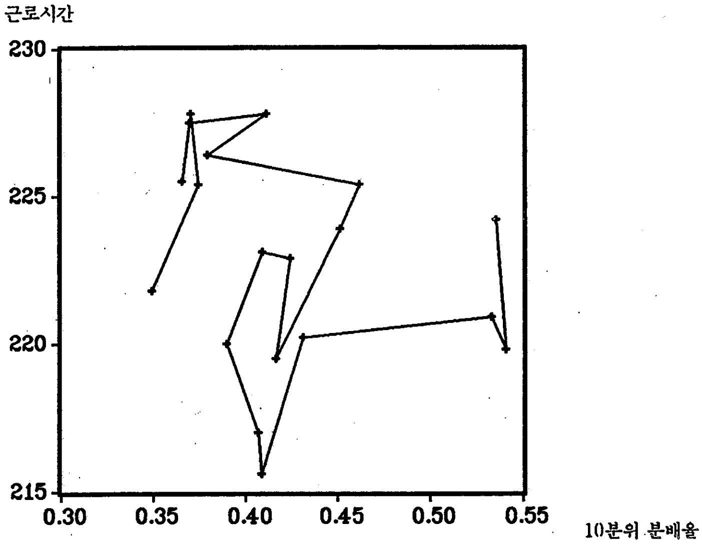
	절대치 기준		변동율 기준	
	지니계수	10분위분배율	지니계수	10분위분배율
0	0.1291	−0.2446	−0.1126	0.1408
1	0.0665	−0.1633	−0.2791	0.2818
2	−0.0290	−0.0349	−0.1509	0.1263
3	−0.1107	0.0832	−0.1267	0.1369
4	−0.1696	0.1819	0.0386	0.0023
5	−0.2736	0.3015	−0.0707	0.0221
6	−0.2840	0.3777	−0.1830	0.1576
7	−0.1691	0.3103	−0.1147	0.1625

나. 因果關係 분석

非線形關係의 존재가능성을 勘案하여 우선 로그선형모형으로 다음과 같은 2개의 推定模型을 설정하고 1970년대에서 1988년까지의 資料를 이용해, 전통적인 最小自乘法에 의해 회귀분석을 實施하였다. 分析結果는 다음과 같다.



〈그림 2〉 總勤勞時間과 지니계수간의 散布圖



〈그림 3〉 總勤勞時間과 10분위분배율간의 散布圖

나. 인과관계分析

非線形相關關係의 존재가능성을 감안하여 우선 로그선형모형으로 다음과 같은 2개의 推定模型을 설정하고 1970년대에서 1988년까지의 資料를 이용해 전통적인 最小自乘法에 의해 회귀분석을 實施하였다. 分析結果는 다음과 같다.

① lnMH＝5.1115＋0.0155 lnWAGE－0,1158 lnGINI

(73.6335) (5.1299) (－2.8310)

R : 0.6279　　Adjust－R^2 : 0.5815

F : 13.5047　　LLF : 61.2690

D－W : 1.55

여기서, lnMH : 전산업 월평균 총근로시간의 로그

lnWAGE : 전산업 월평균 임금수준의 로그

lnGINI : 지니계수의 로그

단,(　)에는 t통계량임.

② lnMH＝5.2809＋0.0162 lnWAGE＋0.0722 lnDIS

(189.4829) (4.5067) (2.3837)

R : 0.5879　　Adiust－R^2 : 0.5365

F : 11.4158　　LLF : 60.2983

D－W : 1.34

여기서, lnDIS : 10분위 분배율의 로고

단,(　)내는 t통계량임.

위와같은 分析의 결과를 우선 理論的 및 통계적으로 檢證해보면 다음과 같다. 理論的으로 볼때 賃金水準의 증가는 勞動量을 증가시킨다는 單調性(Monotonictiy)을 충족하고 있다. 所得分配構造의 개선은 상대적으로 勞動量의 증대와 所得分配構造의 악화는 상대적으로 勞動量의 減少와 연결될 것이라는 相對勞動量假說理論과 궤를 같이하는 結果를 보여주고 있다.

또한 統計的으로 볼때에도 推定된 회귀계수가 신뢰수준 95%이상에서 最小線形不偏推定量(BLUE)의 성질을 充足하고 있다. 模型의 적합도 및 說明力도 양호하다.

다음은 BOX－COX勞動量函數를 정의하여 최우추정법으로 推定한것이다.

① MH=(4761E+7)+9360.1 WAGE+(63239E+6) GINI

(8.7821) (1.3057) (5.1914)

R^2 : 0.6851 Adjust−R^2 : 0.6537

RAMDA(λ) : 4.92 LLF : 59.9445

여기서, MH : 전산업 월평균 총근로시간

WAGE : 전산업 월평균 임금수준

GINI : 지니계수

단,( )내는 t통계량임.

② MH=(0.242E+19)+(0.98466E+13) WAGE+(0.24955E+20) DIS

(0.8314) (2.5549) (4.5116)

R^2 : 0.6155 Adjust−R^2 : 0.57771

RAMDA(λ) : 8.56 LLF : 61.5727

여기서, DIS : 10분위 분배율

단,( )내는 t통계량임.

위와같은 分析 結果를 우선 理論的 및 통계적으로 檢證해보면 다음과 같다. 우선 統計的으로 볼때 推定된 회귀계수가 신뢰수준 95%이상에서 最小線形不偏推定量(BLUE)의 성질을 充足하고 있고 模型의 적합도 및 說明力도 양호하다.

理論的으로 볼때 임금수준의 증가는 勞動量을 증가시킨다는 單調性(Monotonicity)을 충족하고 있다. 다만 BOX−COX모형에 의한 勞動量函數에서는 지니계수에 의한 경우와 10분위분배율에 의한 境遇가 모두다 同一한 부호를 보이고 있기 때문에 所得分配구조의 개선은 상대적으로 勞動量의 증대를 招來할 것이라는 假說을 판단하는데 곤란함이 발생한다. 이러한 結果가 발생하는 것은 所得分配測定指標의 특성때문이라고 보여진다. 즉, 지니계수의 경우 社會全體的인 소득의 分配狀態는 잘 나타내지만 所得階層別 분배특성을 나타내는데는 制限性을 갖는다. 따라서 위의 推定結果는 이러한 側面에 따른 結果로 판단된다.

또한가지 注目되는 점은 람다값(λ)의 結果로 볼때 動態的인 관점에서 所得分配와 勞動量간에는 非線型의 關係임이 확실하다.

이와같은 實證分析의 결과 우리는 勞動量과 所得分配 구조간의 關係에 대한 다음과 같은 有益한 결과를 얻을 수 있다.

첫째, 社會全體的으로 볼때 所得分配構造의 공평성 내지 형평성은 勞動量에 있어서 所得

不平等에 따른 비용을 완화시킴으로서 勞動量을 증가시킨다.

둘째, 이러한 관계는 非線形的 關係를 갖고 있으므로 단순히 所得分配 구조의 改善이 곧 바로 勞動量의 증대로 이어지는 선형적인 관계를 갖지는 않는다.

셋째, 社會全體的으로 볼때 임금수준과 勞動量간에 전통적인 理論的 관계가 說明되지 못하는 原因에 관하여, 有力한 변수의 하나가 경제적 및 사회안정적 要素의 하나인 所得分配構造指標이고, 이것의 役割과 의의는 統計的으로 검증할 수 있다는 것이다.[5]

Ⅲ. 橫斷面 분석

1. 분석의 方法과 體系

典型的인 횡단면접근법에 의해 所得分配構造가 노동량에 미치는 效果를 분석하기 위해서는 첫째, 所得分配構造의 변동에 따라서 나타나는 勞動量의 실태를 實測하거나 둘째, 設問調査 등에 의해 所得水準의 변동에 의해 나타날것으로 期待되어지는 노동의 공급량을 推計하고 이로부터 여러가지 分析이 이루지는 方法 등을 取해야 할 것이다.

그러나 現實的으로 이러한 資料를 구하기가 어려울 뿐만 아니라 調査의 결과에 대한 信賴性에도 여러가지 問題가 발생할 可能性이 많다. 따라서 우리는 주어진 勞動量行態의 자료로 부터 各各의 소득변동에 따라 勞動量彈力性이 다르게 나타나는 分析方法을 이용해 勞動量行態를 추적한다. 이를 통해서 假想的인 소득의 재분배를 행했을 경우 勞動의 공급이 어떻게 變動되는가를 분석함으로서, 所得分配構造의 변동이 勞動量에 미치는 영향을 分析할 수 있음에 着眼할 수 있다.

이러한 境遇에도 여전히 커다란 問題点이 남는다. 所得은 크게 賃金所得과 비임금소득(資産所得)으로 구분된다. 그런데 同一한 표본체계내에서 자산소득과 勞動量이 일관성을 갖는 資料를 현실적으로 얻을 수 없다. 우리는 임금수준과 勞動量간에 일관성을 갖는 資料만을 얻을 수 있을 뿐이다. 따라서 賃金所得의 재배분이 勞動量에 어떤 影響을 미치는가로

---

5) 노동량과 임금수준만의 회귀분석 결과는 다음과 같음.

$$\ln MH = 5.4573 - 0.0052 \ln WAGE$$
$$(92.2696) \qquad (-1.0465)$$

R^2 : 0.0495　　F : 1.0952

D−W : 0.25　　LLF : 50.1664

研究를 한정하기로 한다.

賃金再配分의 방법은 다음과 같다. 一般的으로 임금구조의 변화를 위한 再配分政策은 租稅를 통해서도 할 수 있고 社會政策을 통해서도 할 수 있고 其他의 방법으로도 할 수 있다. 租稅를 통한 방법도 總括稅를 통해서도 할 수 있고 比例稅와 면세점에 의해서도 할 수 있다. 그런데 본 研究에서는 다음과 같은 方法을 통해서 賃金所得을 재배분하고자 한다.

産業別로 평균임금수준을 구하고 이에따라 平均이하의 賃金階層에게는 差額의 50%를 보조하고, 平均賃金以上의 계층에게는 差額의 50%를 課稅하는 방식을 取한다. 이러한 賃金再配分方式은 노동의 量的增加와 노동의 量的減少를 동시적으로 유발할 것으로 期待된다.

결국 本 節에서는 産業別 및 임금수준별에 따라 勞動의 공급형태가 다르게 分析되어질 수 있는 勞動量函數를 구축하고 이를 現實資料로 추정한다. 그다음에 假想的인 임금재배분을 통해 勞動供給의 변동을 推計해 봄으로서, 소득재분배가 勞動量에 미치는 影響의 일단을 推論해 보고자 한다.

2. 模型의 설정

본 연구에서 勞動量函數를 추정하려함은 假想的인 임금재배분에 의해 勞動의 供給이 얼마나 變動하며, 이에 따라 賃金階層別 및 산업별 노동량의 變動을 파악하는데 그 目的이 있다.

이러한 目的을 수행하기 위해서는 우선 賃金階層別로 다른 노동공급성향을 제시해 줄 수 있는 勞動量函數가 구축되어야 한다. 또한 실제의 推定에 있어서도 勞動量函數의 추정은 勞動量行態의 구조적인 差異를 대별할 수 있는 勞動供給函數模型이 구축되거나, 異質的 행태집단에 대한 分離推定이 이루어져야 할 것이다.

결국 本 研究에서 구축되어져야 할 勞動量函數는 각 임금계층의 産業別勞動量行態를 파악할 수 있어야 하고, 勞動量集團의 구조적 특성을 識別할 수 있어야 한다. 그리고 統計資料의 가득 가능성과 旣存研究의 분석결과를 토대로 하는 推定模型이어야 한다.

그러므로 다음과 같은 각 賃金階層에 대한 勞動量函數를 정립한다. 다만 이때 分析의 便宜를 위해 勞動量은 임금만의 函數라 가정하고 근로자집단간 勞動量행태의 構造的이고 질적인 差異는 집단별 分離推定으로 해결하고자 한다.

$$Njk = N(Wk),\ \partial Njk/\partial Wk > 0 \qquad \text{(式 2)}$$

여기서, Njk : j산업에 대한 k근로자의 勞動量

Wk : k근로자의 임금수준

이 식을 우리가 推定하기 위한 總體的 勞動量함수로 바꾸기 爲해서는 다음과 같은 條件을 만족시켜야 한다. 勞動供給에 대한 근로자의 選好體係는 강볼록성(Strict Convexity)을 만족하고 임금이 陰(－)이 아니며, 個別勞動量함수가 연속성(Continuity)을 가져야 한다는 것이다.[6)]

따라서 위의 조건이 충족된다면 總體的인 勞動供給함수는 다음과 같이 整理할 수 있다.

$$Nj = \sum_{k=1}^{n} Njk\left(\sum_{k=1}^{n} Wk\right) \qquad \text{(式 3)}$$

여기서, Nj : j산업에 대한 社會的인 勞動量함수

이와같은 勞動量函數는 현실적인 側面에서 볼때 勞動量이 임금 이외의 社會·경제적인 要因과 외부적 衝擊要因에 의해 影響을 크게 받기 때문에, 위의 假定에 의한 勞動量函數는 지나치게 單純化된 모형이라는 비난을 받을 소지가 內在되어 있다. 그러나 勞動量형태가 異質的일 것이다라고 先驗的으로 기대되는 집단에 대한 勞動量函數의 추정에 있어서는 勞動量函數를 집단별로 나누어 推定하는 경우에는 임금이외의 다른 要因들이 勞動量형태에 미치는 영향을 어느정도 考慮 할 수 있을 것이다.

다음으로 勞動量函數를 설정하는데 있어 勞動量函數의 형태는 非線形(non－linear)이어야 한다. 이는 우리가 分析하고자 하는 賃金水準(소득분배)과 노동공급의 理論的 관계를 규명하는데 있어 基本前提가 되는 것이 임금階層에 따라 근로자의 限界勞動量性向($\frac{dc}{dy}$)이 달라야 하기 때문이다. 만일 모든 산업에 대해 勞動量函數가 선형(linear)이라고 하면, 근로자의 限界勞動量性向이 모든 계층에서 同一하기 때문에 所得再分配에 의한 국민경제의 勞動量이나 산업별 勞動量에 어떠한 影響도 미치지 못하게 될 것이다.

요약하면 勞動量函數가 적어도 일부 產業에 대해서는 非線型(non－linear)이어야, 임금再分配가 勞動量을 變化시킬 수 있다. 이러한 要件을 충족하기 위해 勞動量函數는 비선형이어야 한다.

非線型性을 만족시키는 函數形態로는 하이브라이드－다이워트(Hygried - Diweart)模

6) H. R. Varian, *Microeconomic Analysis,* W. W. Norton & Company, 1984, pp. 149～153.

型, 초월대수형(Translog)모형, 二次形式(Quadratic)模型, 박스콕(Box-Cox)모형 등 여러가지 模型이 있다.[7]

本 硏究에서는 이러한 伸縮的인 비선형모형중에서 위의 要件에 적합하고 特히 임금계층별 勞動供給性向을 계산할 수있는 형태인 Box-Cox函數形態를 선정하여 推定模型의 기본으로 삼아, 總體的인 勞動量함수를 推定하고자 한다. 동 模型은 각 임금계층별로 限界勞動量性向을 계산할 수 있다는 點에서 長點을 갖는다.

Box-Cox型 勞動量函數를 정리하면 다음과 같다.

$$\frac{Nij^{\lambda} - 1}{\lambda} = a + b\left(\frac{Wj^{\lambda} - 1}{\lambda}\right) \quad \text{(式 4)}$$

여기서, Nij : i산업에 대한 j근로자의 勞動量

Wj : j근로자의 임금수준

a, b, λ : 係數

위 식에서 勞動量 N을, 임금수준 W로 1차 및 2차 微分하면,

$$\frac{dN}{dW} = b\,\frac{Wj^{\lambda} - 1}{N} \quad \text{(式 5)}$$

$$\frac{d}{dW}\left(\frac{dN}{dW}\right) = b(\lambda - 1)\left(\frac{W}{N}\right)^{\lambda-2}(1/C) \quad \text{(式 6)}$$

위식에서 b의 값은 거의 모두 正(positive)의 값을 갖기 때문에 λ의 값에 의해 限界勞動量性向(dC/dY)이 결정된다. 즉,

$$\lambda \begin{matrix} < \\ = \\ > \end{matrix} ===> \frac{d}{dW}\left(\frac{dN}{dW}\right) \begin{matrix} < \\ = \\ > \end{matrix} 0 \quad \text{(式 7)}$$

---

7) 이에 대한 자세한 논의는 주로 다음을 참조.
G. E. P. Box and D. R. Cox, "An Analysis of Transformations", *Journal of Royal Statistical Society,* Series B, 1964, pp. 195~209.
C. D. Blackorby and R. Rucsel, "On Testing Seperability Restrictions with Flexible Functional Forms", *Journal of Economics,* Vol. 5(March 1977), pp. 195~209.

Box−Cox모형의 特徵은 λ의 값에 따라 函數形態가 선형 또는 非線型이 된다. λ=1이면 函數形態는 線型이 되며 이 때 限界勞動量性向은 소득수준과 관계없이 일정하게 된다. λ≠1이면 函數形態는 비선형이 된다. 특히 λ>1이면 所得水準이 증가함에 따라 限界勞動量性向이 增加하고 λ<1이면 한계노동공급성향은 減少하게 된다. λ=0인 경우 函數形態는 대수선형(log-linear)이 된다.

결국 Box-Cox模型에 의한 勞動量函數는 추정되는 λ값에 의해 線形 또는 非線形이 결정되고 非線形의 경우 限界勞動量性向이 증가하거나 減少하는 形態가 된다.

3. 추정의 結果와 분석

가. 模型의 추정결과와 檢證

BOX-COX형 勞動量函數는 우도함수를 極大化하는 상황에서 람다(λ)의 값을 결정하는 最尤推定法에 의해 推定한다.

자료는 1992년 6월을 基準으로 집계된 勞動統計年鑑(1993년판)의 성별, 賃金階層別, 산업별 勤勞者數 및 근로시간수 統計를 활용한다. 이는 結合資料의 사용에 따른 結合偏倚(pooling bias)를 피하기 爲한 것이다.

〈표 6〉 산업별 勞動供給函數의 추정결과

산업부문	람다값	a	b	R^2
광업	0.17	27.145 (4.2164)	0.0049 (0.9003)	0.034
제조업	0.12	50.998 (13.49)	−0.0006 (−0.179)	0.0014
전기가스 및 수도사업	0.24	27.156 (2.597)	0.0386 (4.372)	0.4539
건설업	0.31	182.5 (4.939)	0.0709 (2.2718)	0.1833
도소매업 및 음식숙박업	0.18	62.717 (8.5303)	0.0038 (0.6124)	0.016

산업부문	람다값	a	b	R^2
운수창고 및 통신업	0.14	41.14 (8.497)	0.0029 (0.7133)	0.0216
금융보험부동산 및 사업서비스업	0.29	214.3 (5.925)	0.049 (1.6085)	0.1011
사회 및 개인 서비스업	0.28	184.92 (6.9982)	0.0293 (1.3124)	0.0697

산업별 勞動量函數를 추정한 結果를 보면 函數形態는 모든 產業에서 비선형의 結果를 보이고 있어, 賃金의 상승이 勞動量을 선형적으로 增加시키지는 않는 것으로 나타난다.

그러나 모형의 說明力이 크게 不足한 것으로 나타나는데 다만 電氣, 가스 및 水道業, 건설업, 金融 보험 不動產 및 산업서비스업 分野의 설명력은 相對的으로 높게 나타난다.

추정된 回歸系數의 경우 광업, 製造業, 도소매업 및 飲食宿泊業, 운수창고 및 通信業 부문의 統計的 有意性은 떨어진다. 이는 勞動量行態의 복잡성이 이 部門에서 더욱 深하기 때문으로 判斷된다.

특히 람다(λ)의 推定値에서 모두 [1]이하의 값을 보여 限界勞動量성향이 체감하는 것으로 나타나는데 이는 理論的으로나 현실적인 要件을 충족하는 結果로 보여진다.

나. 노동량의 變動推計

全體的인 분석의 結果를 요약하면 첫째, 임금재분배로 勞動量이 全體的으로 평균 27.5%가량 增加하고 있다. 다만 製造業의 경우에만 소폭 減少한다.

〈표 7〉 賃金所得再分配에 따른 산업별·임금계층별 勞動量變動率 (단위 : %)

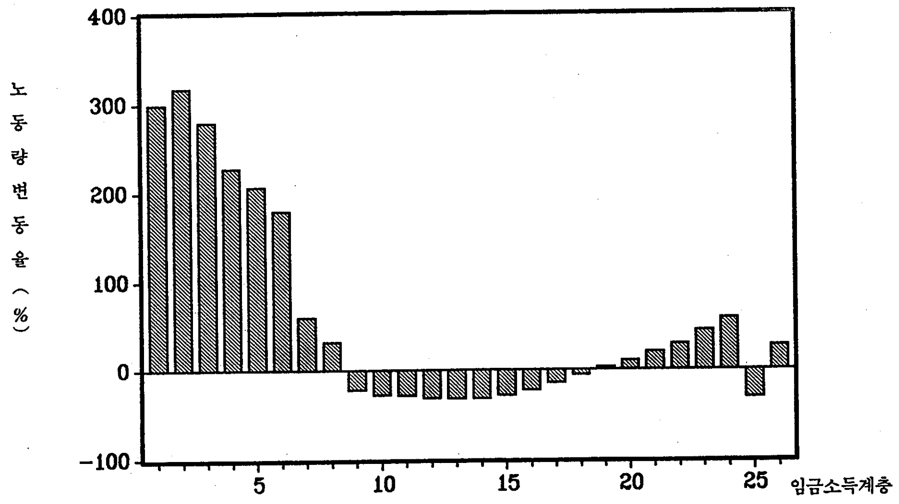
			광 업	제조업	전기가스 및 수도	건설업	도소매 및 음식숙박업	운수통신업	금융보험부동산 산업서비스업	사회 및 개인 서비스업	전 체
소득계층	下	1	5.754588	−0.228847	130.3080	95.22981	2.389049	1.719168	40.04692	23.50138	298.7201
		2	6.062292	−0.242163	139.8054	100.5941	2.511256	1.815659	41.95499	24.55852	317.0601
		3	5.425628	−0.214772	120.4275	89.44667	2.257740	1.616688	37.96356	22.34273	279.2658
		4	4.538637	−0.177551	95.25787	73.75636	1.900417	1.343457	32.15506	19.08491	227.8592
		5	4.157366	−0.161843	85.11605	67.03278	1.745.405	1.227238	29.58701	17.63019	206.3342
		6	3.663789	−0.141738	72.59696	58.40266	1.543501	1.077762	26.21169	15.70334	179.0580
		7	1.330076	−0.049810	22.43364	19.81018	0.570188	0.384219	9.728512	6.006418	60.21342
		8	0.721601	−0.026724	11.65161	10.53810	0.310994	0.207143	5.318.729	3.315168	32.03662

			광 업	제조업	전기가스 및 수도	건설업	도소매 및 음식숙박업	운수통신업	금융보험부동산 산업서비스업	사회 및 개인 서비스업	전 체
소득계층	中	9	−0.499387	0.017909	−7.257383	−7.009081	−0.218130	−0.140758	−3.774885	−2.408569	−21.39028
		10	−0.641401	0.022883	−9.342685	−8.960097	−0.280711	−0.180253	−4.869274	−3.117309	−27.36885
		11	−0.658112	0.023464	−9.573104	−9.188416	−0.288093	−0.184882	−4.988788	−3.201534	−28.06947
		12	−0.729522	0.025937	−10.55006	−10.16104	−0.319686	−0.204616	−5.554103	−3.563537	−31.05663
		13	−0.746527	0.026524	−10.78087	−10.39192	−0.327221	−0.209304	−5.686808	−3.650261	−31.76639
		14	−0.739336	0.026276	−10.68336	−10.29433	−0.324034	−0.207322	−5.630671	−3.613564	−31.46634
		15	−0.654677	0.023345	−9.525795	−9.141505	−0.286576	−0.183931	−4.972152	−3.184206	−27.92550
		16	−0.518581	0.018585	−7.628524	−7.273879	−0.226572	−0.146112	−3.922168	−2.503653	−22.20090
		17	−0.329157	0.011871	−4.914619	−4.645641	−0.143458	−0.093078	−2.476462	−1.574128	−14.16467
		18	−0.131672	0.004777	−1.996053	−1.870356	−0.057250	−0.037361	−0.985841	−0.624056	−5.697813
	上	19	0.074393	−0.002715	1.145421	1.063816	0.032270	0.0211177	0.554485	0.349582	3.238430
		20	0.234330	−0.008585	3.651177	3.368340	0.101475	0.066857	1.741092	1.094422	10.24911
		21	0.475555	−0.017520	7.542511	6.889572	0.205434	0.136113	3.518496	2.202203	20.95236
		22	0.665044	−0.024601	10.69447	9.694318	0.286770	0.190784	4.905931	3.060734	29.47345
		23	0.996669	−0.037107	16.41513	14.68564	0.428479	0.286961	7.318850	4.541739	44.63636
		24	1.290332	0.048290	21.70194	19.19373	0.553334	0.372598	9.442032	5.833002	58.33869
		25	0.726116	0.025820	−10.50375	−10.11476	−0.318177	−0.203676	−5.527546	−3.546191	−30.91439
평균			1.093959	−0.046299	9.118801	7.704718	0.469841	0.341068	5.201857	3.610626	27.49457

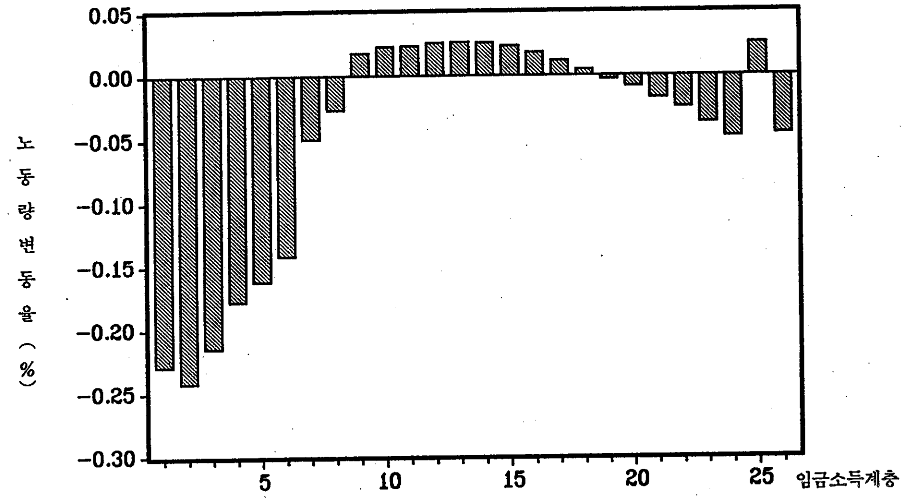
주) 임금계층은 월평균 급여기준으로 최저 199.9천원에서 최고 2,000.0천원 이상까지 10만원단위로 25계층 구분함.

둘째, 賃金階層별로 行態가 뚜렷한 差異를 보이고 있는데, 月平均 임금수준이 40만원 미만인 低賃金階層(1~8분위)의 경우 勞動量이 급격히 增加하고 있다. 다만 勞動量增加는 賃金이 낮을수록 체증적으로 增加한다. 한편 中間賃金階層(9~18분위)인 月平均賃金 40만원이상 140만원 未滿의 계층에서는 임금재분배로 勞動量이 減少하고 있다. 그리고 월평균임금 140만원 이상인 고임금계층(19~24분위)은 勞動量이 증가하고 있다. 끝으로 최고위임금계층(25분위)의 경우 勞動量이 30%가량 減少하고 있다.

산업별 勞動量變動을 살펴보면 다음과 같다. 우선 他産業과 대조되는 結果를 보이고 있는 製造業의 경우에는, 전체적으로 0.5%의 勞動量減少를 보이고 있다. 임금계층별 勞動量 변동결과는 月平均賃金水準 40만원미만 계층의 境遇와 월평균임금 140만원 以上의 경우에는 임금재분배로 勞動量이 減少하나 월평균임금 40만원이상 140만원미만의 경우와 最高階層인 월평균임금수준 200만원 이상계층의 경우 勞動量이 증가하고 있다. 이는 여타 産業과 구별되는 特性이다.

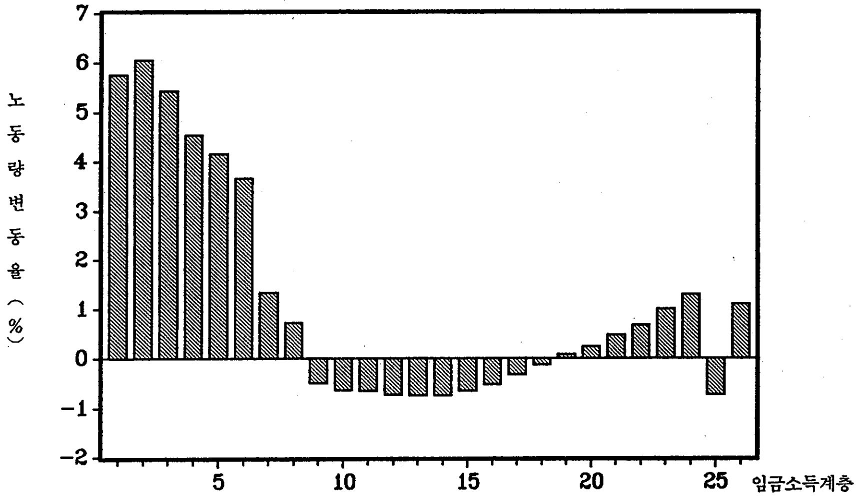


〈그림 4〉 임금소득 再分配에 따른 全體産業의 임금계층별 勞動量 變動



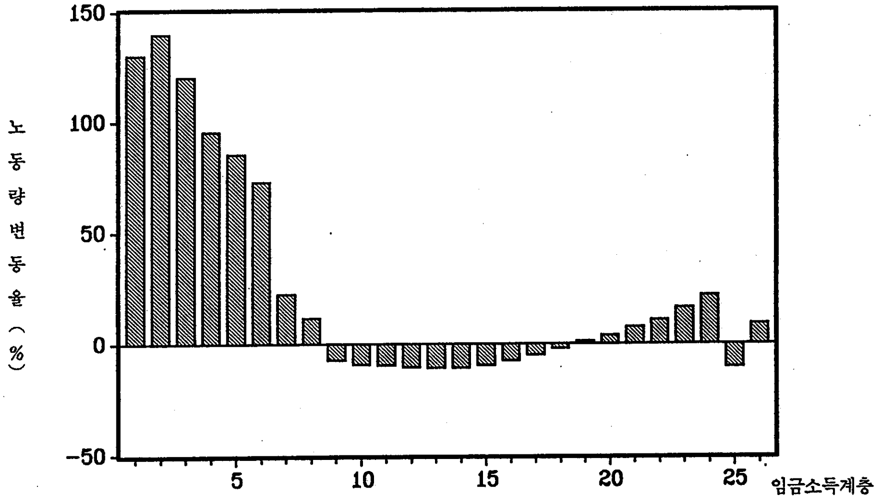
〈그림 5〉 임금소득 再分配에 따른 제조업부문의 賃金階層別 勞動供給 變動

鑛業의 경우 全體的으로 1.1%의 勞動量 증가를 보이고 있다. 賃金階層別 勞動量 변동결과는 月平均賃金水準 40만원미만계층의 境遇와 월평균임금 140만원 以上의 경우에는 임금재분배로 勞動量이 증가하나 月平均賃金 40만원이상 140만원미만의 境遇와 최고위계층인 月平均賃金水準 200만원 이상계층의 경우 勞動量이 減少하고 있다.



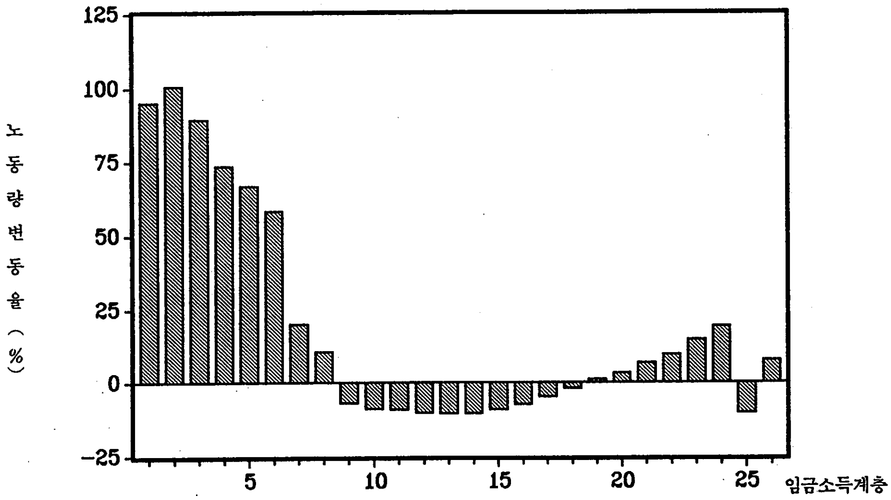
〈그림 6〉 임금소득 再分配에 따른 광업부문의 賃金階層 勞動量 變動

電氣, 가스 및 水道事業의 경우 全體的으로 9.1%의 勞動量 증가를 보이고 있다. 이는 여타 產業에 비해 가장 높은 勞動量변동이다. 임금계층별 勞動量변동결과는 月平均賃金水準 40만원미만계층의 境遇와 월평균임금 140만원 以上의 경우에는 賃金再分配로 勞動量이 증가하나 月平均賃金 40만원이상 140만원 미만의 경우와 最高位階層인 월평균임금수준 200만원 이상계층의 경우 勞動量이 減少하고 있다.

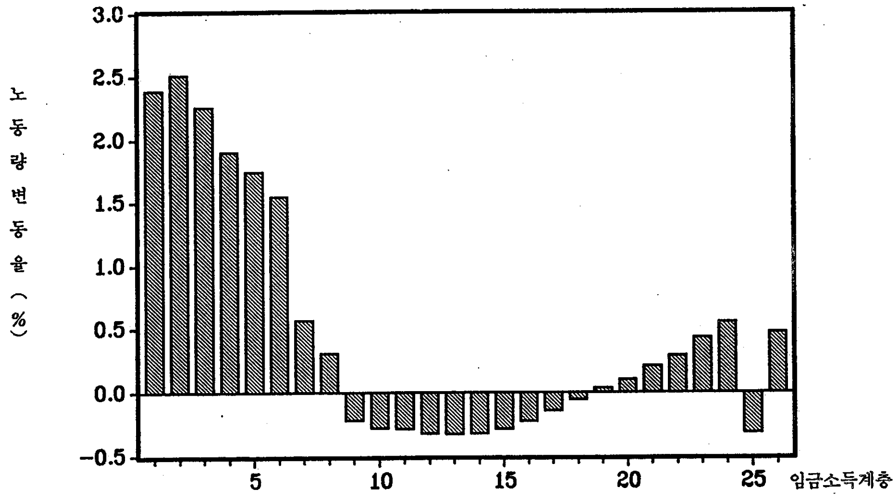


〈그림 7〉 임금소득 再分配에 따른 전기가스 및 수도사업부문의 賃金階層別 勞動量 變動

建設業의 경우 全體的으로 7.7%의 勞動量 증가를 보이고 있다. 임금계층별 勞動量변동 결과는 月平均賃金水準 40만원미만계층의 境遇와 월평균임금 140만원 이상의 境遇에는 임금재분배로 勞動量이 증가하나 월평균임금 40만원 이상 140만원미만의 경우와 最高位階層인 월평균임금수준 200만원 이상계층의 경우 勞動供給이 減少하고 있다.



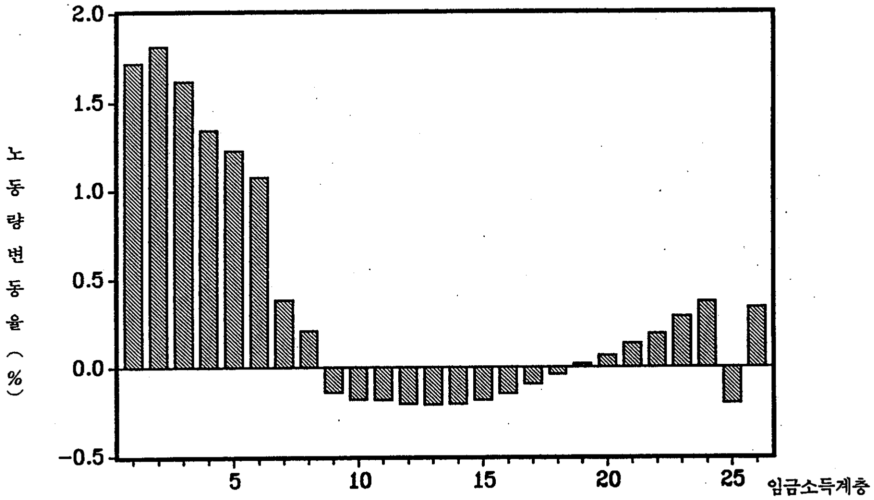
〈그림 8〉 임금소득 再分配에 따른 建設部門의 賃金階層別 노동량변동



〈그림 9〉 임금소득 再分配에 따른 도소매 및 음식숙박업부문의 賃金階層別 勞動量 變動

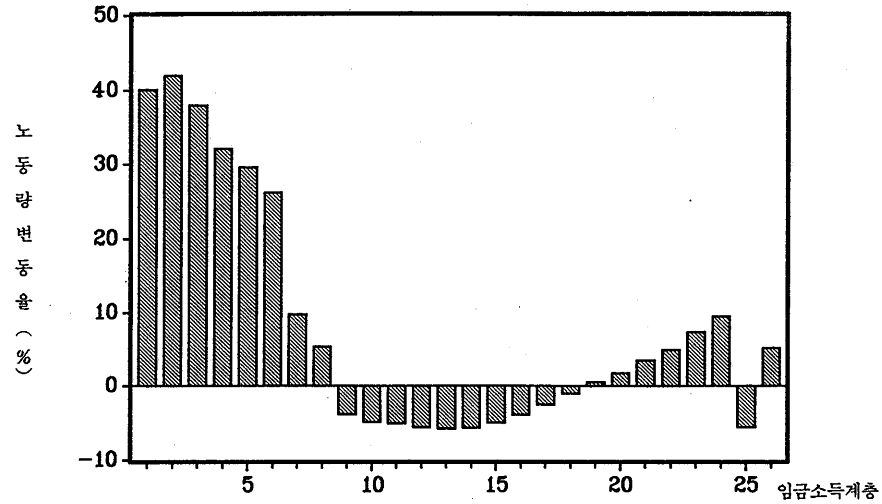
都小賣業 및 음식숙박의 경우 全體的으로 0.5% 정도의 勞動量 증감을 보이고 있다. 임금계층별 勞動量변동결과는 月平均賃金水準 40만원미만계층의 경우와 월평균임금 140만원 이상의 境遇에는 임금재분배로 勞動量이 증가하나 月平均賃金 40만원以上 140만원미만의 경우와 最高位階層인 월평균임금수준 200만원 이상계층의 경우 勞動量이 減少하고 있다.

운수·창고 및 통신업의 경우, 전체적으로 0.34%의 勞動量 증가를 보이고 있다. 임금계층별 勞動量변동결과는 월평균임금수준 40만원미만계층의 경우와 月平均賃金 140만원 이상의 境遇에는 임금재분배로 勞動量이 증가하나 月平均賃金 40만원이상 140만원미만의 경우와 最高位階層인 월평균임금수준 200만원 이상계층의 경우 勞動量이 減少하고 있다.



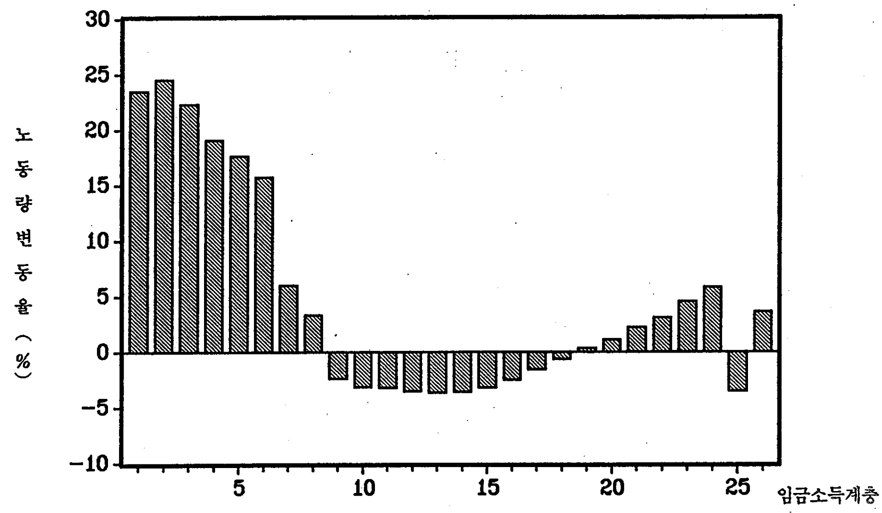
〈그림 10〉 임금소득 再分配에 따른 운수·창고 및 통신업부문의 賃金階層別 勞動量 變動

金融·保險·不動産 및 사회서비스업의 경우 全體的으로 5.2%의 勞動量 증가를 보이고 있다. 임금계층별 勞動量변동결과는 月平均賃金水準 40만원미만계층의 境遇와 월평균임금 140만원 이상의 境遇에는 임금재분배로 勞動量이 증가하나 月平均賃金 40만원이상 140만원미만의 경우와 最高位階層인 월평균 임금수준 200만원 이상계층의 경우 勞動量이 減少하고 있다.



〈그림 11〉 임금소득 再分配에 따른 금융·보험·부동산 및 사회서비스업부문의 賃金階層別 勞動量 變動

社會 및 개인서비스업의 경우 全體的으로 3.6%의 勞動量 증가를 보이고 있다. 임금계층별 勞動量변동결과는 月平均賃金水準 40만원 未滿階層의 경우와 月平均賃金 140만원 이상의 境遇에는 임금재분배로 勞動量이 증가하나 月平均賃金 40만원이상 140만원미만의 경우와 最高位階層인 월평균임금수준 200만원 이상계층의 경우 勞動量이 減少하고 있다.



〈그림 12〉 임금소득 再分配에 따른 社會 및 個人서비스업부문의 賃金階層 勞動量 變動

Ⅳ. 結 論

所得分配가 勞動量에 어떤 影響을, 얼마나 미치는가 즉, 보다 공평한 所得分配구조가 勞動量을 증가시키는가, 아니면 減少시키는가에 대해서는 理論的으로나 실증적으로 아직 정설은 없다. 經濟構造의 내용과 特性에 따라 勞動量을 증가시키기도 하고 減少시키기도 할 것이다. 이것은 産業이나 기업의 特性에 따라서도 다르게 나타날 것이다. 그러나 사회전체적인 결론은 매우 의미있는 示唆点을 여러가지 측면에서 제공한다. 따라서 본고에서는 이에대해 動態的이고 추세적인 時系列적 分析을 실시하였다. 또한 構造的이고 정태적인 橫斷面分析도 병행하였다.

時系列分析의 경우 所得의 공평한 分配는 사회전체적으로 勞動量을 增大시킬 수 있는 것으로 나타났다. 이러한 分析 과정에서 所得分配構造의 구조적 特性指標로는 10분위 分配率이 Gini係數보다 더욱 유용한 指標임도 확인되었다. 또한 勞動量함수의 非線形性도 확인하였다.

횡단면분석의 경우 1992년을 대상으로한 소득의 분배구조로의 개선에 따라 전체적으로 약 27.5%의 勞動量증대가 이루어 지지만, 製造業의 경우에는 약간 減少하는 것으로 나타났다. 이는 동 산업의 特性上 높은 勞動強度로 인하여 전체적인 賃金平均化가 이루어지는 경우 離脫하려는 근로자가 많음을 示唆한다. 또한 賃金階層別로 볼때에 중산층의 勞動量減少가 두드러졌다. 이는 所得平均化政策의 추진에 있어서 中産層의 고려가 勞動量의 변동효과를 최소화하는 길임을 시사한다.

結局 이러한 分析으로부터 우리나라에 있어서 所得分配構造의 개선은 勞動量의 증대를 위해서도 중요함을 알 수 있다.

그러나 본 硏究는 시론적인 것이어서 向後 다음과 같은 方向에서 연구가 進展되어야 할 것이다. 時系列分析의 경우 分析區間을 확장하고 다른나라와의 比較分析이 필요하며 보다 다양한 勞動量函數에 의한 분석이 필요하다. 橫斷面分析의 경우 年度別 비교분석이 施行되어야 하고 勞動量函數의 형태도 補完되어야 할것이다.

參 考 文 獻

金大模, 「개방에서의 所得分配와 경제성장－1980년도의 한국을 중심으로－」, 『論文集 : 사회과학편』 제30집, 中央大學校, 1986.

李廷雨, 『所得分配論』, 比峰出版社, 1991.

安國臣·姜善代, 「한국의 계층별 所得分配 추이와 그 결정원리」, 『經濟論輯』, 中央大學校 經濟研究所, 1990.

安晒縉, 「所得分配와 貯蓄」, 『논문집 : 人文社會科學編』 제22집, 단국대학교, 1988.

______, 「經濟成長에 관한 分配的 접근」, 『產業研究』 제12집, 단국대학교 부설 산업연구소, 1989.

______, 「貯蓄과 외채에 관한 分配的 접근」, 『政策科學研究』 제1집, 檀國大學校 政策科學研究所, 1989.

______, 「所得分配가 經濟成長과 國際收支에 미치는 效果에 관한 研究」, 박사학위논문, 中央大學校 大學院, 1992.

______, 「所得分配가 경제성장과 所得再分配에 미치는 效果에 관한 理論的 研究」, 『論文輯 : 人文社會科學編』, 단국대학교, 1994.

______, 「產業關聯表를 이용한 所得再分配가 경제성장과 國際收支에 미치는 效果의 年度別 比較研究(1987년과 1990년을 중심으로)」, 『產業研究』 제17집, 단국대학교부설 產業研究所, 1994.

Box, G. E. P. and Cox, D. R., "An Analysis of Transformations", *Journal of Royal Statistical Society,* Series B, 1964.

Blackorby, C. D. and Rucsel, R. "On Testing Seperability Restrictions with Flexible Functional Forms", *Journal of Economics,* Vol. 5(Mar. 1977).

Varian, H. R., *Microeconomic Analysis,* W. W. Norton & Company, 1984.