

韓國, 日本, 그리고 臺灣에서의 生産, 雇傭 및 賃金*

李 明 淑**

< 目 次 >

- I. 序 論
- II. 模型
- III. 實證分析
- IV. 誤特定化檢證
- V. 結 論

I. 序 論

최근 先進工業國家들이 직면하고 있는 경제적 현안문제 중의 하나는 1970년대 말 이후 역사적으로 높은 실업률이 지속되고 있는 데도 실질임금은 하락할 기미를 보이고 있지 않다는 것이다. 그리고 新興工業國家들 중 어떤 경제(예: 한국)에서는 시간당 임금(달러기준)은 상대적으로 높은 데 비하여 국민소득은 상대적으로 낮고, 어떤 신흥공업국(예: 대만, 싱가포르 등)은 이와는 반대현상을 보여주고 있는 것 같다(<表 1> 임금 및 소득의 국제간 비교 참조). 이와같은 실업과 賃金硬直性的의 共存狀態를 설명하기 위하여 많은 시간과 노력이 투입되었지만 아직 그 원인은 분명한 것 같지 않다. 후자의 문제에 대하여는 그렇게 복잡한 설명이 필요할 것 같지는 않지만, 아직 논리적이고 설득력있는 해명과 實證分析이 제시되지는 못한 듯 하다.

이와같은 관점에서, 한 가지 주목할 일은 우리가 노동시장에서 일어나는 현

* 이 논문은 1990년도 교육부지원 한국학술진흥재단의 지방대육성 학술연구 조성비에 의하여 연구되었음. 논평자에게 감사드립니다.

** 慶尙大學校 經營學科

〈表 1〉 賃金 및 所得의 國際間比較

(單位: \$)

	時間當賃金 (製造業)	一人當國民所得 (GNP)
韓 國	4.16	5,569
日 本	12.84	23,968
臺 灣	3.98	7,990
싱가포르	3.78	11,520
홍 콩	3.20	11,650

資料: 美國 勞動統計局 및 韓國 統計廳(主要經濟指標), 1990

상을 설명하는 문헌들을 주의깊게 관찰할 때, 노동의 수요는 일반적으로 誘發需要라는 분명한 사실에도 불구하고, 대부분의 연구들이 勞動市場의 현상을 분석할 때 생산량의 결정문제에 대하여는 소홀히 하는 것 같다. 바꾸어 말한다면 대부분의 연구들이 生産量의 결정과 노동시장에서 일어나는 제 문제들을 서로 獨立인 것으로 간주하고 있다는 것이다.

일반적으로 생산함수에서, 우리는 勞動과 資本을 주요 생산요소로 취급하고 있는데, 이들 두 생산요소는 동일한 성격을 가진 무기체인 생산요소로 취급되고 있는 것 같다. 그러나 실제로 노동은 여러 가지 관점에서 자본과는 상당한 차이를 가지고 있다고 본다. Marshall도 그의 經濟學原論에서 自然(Nature)은 생산활동에서 수확체감의 역할을 수행하는 데 대하여, 人間(Man)은 수확체증의 역할을 수행하는 경향이 있다고 주장하면서, 收穫不變의 법칙은 收穫遞増과 遞減의 법칙이 형평을 이룰 때 가능하며, 노동 그 자체와 증가된 노동의 희생만큼 생산량이 증가된다고 논의하고 있다.¹⁾ 그런데 생산량을 증가시켜야 할 때, 만약 적절한 良質의 勞動供給이 충분하지 못하다면 노동시간의 延長이나 기존노동자의 일의 集中度를 증가시켜야 할 것이다. 이는 결과적으로 市場清算水準 이상의 임금인상을 수반하게 된다. 이와같은 상황을 피할 수가 없게 되면 기업은 노동단위당의 임금을 최소화하는 데 관심을 가지게 된다. 이것이 소위 말하는 效率性賃金理論(efficiency wage theory)의 근간을 이룬다.

1980년대 초 이후 구미 각국에서도 勞動組合의 세력이 현저히 약화되었다.

1) Marshall(1927, P. 318) 참조.

그럼에도 불구하고 실업과 임금경직성의 공존상태는 지속되어 왔다. 그리하여 이 이론은 이런 현상을 설명하는 하나의 도구로서 우리의 관심을 끌고 있다.

그러나 효율성임금이론의 이론적 설득력은 수궁이 가지만 計量經濟學的 측면에서는 아직 초기단계에 있다고 할 수 있다. 이에 대한 대부분의 실증연구는 산업간의 賃金格差(Kreuger and Summers, 1987, 1988), 景氣變動的 生産性の 변화(Weisskopf et al., 1983), 그리고 産業間 賃金硬直性(Campbell, 1991)의 문제와 직무회피모형(Cappelli and Chauvin, 1991) 등의 점정에 주력하여 온 것 같다. 이 이론의 근본적인 가설은 勞動生産性(勞動者の 努力)은 임금의 증가율만큼 증가한다는 것이다. 이것이 이른바 Solow의 均衡條件이다. 그러나 이에 대한 현실적 유용성과 시사점에 대하여는 아직 깊은 논의가 없었던 듯 하다.²⁾ 최근 노동자의 일의 집중도에 대한 측정의 필요성이 제기되고 있기는 하지만, 이의 객관적인 측정의 어려움 때문에 이 균형조건의 실증적 검정이 소홀히 취급되었던 것 같다.

이 가설이 실증적으로 증명될 때, 우리는 이 모형이 적어도 첫 귀결에서 제기된 문제를 설명하는 데 도움이 되리라고 기대할 수 있을 것이다. 기업이 현재 최소의 비용으로 주어진 생산량을 생산하고 있다고 하면, 剩餘勞動供給이 있다고 해서 임금을 인하할 의도는 없을 수 있다. 한편으로 주어진 노동력으로 생산량을 증가시켜야 할 때는 임금이 어떤 일정수준으로 인상되지 않을 수 없을 것이다. 이와 반대로 기업의 지불능력저하의 경우나 부득이 생산량을 감소해야 할 때는 임금의 인하보다는 解雇에 의하여 費用削減을 꾀하는 것이 보다 합리적일 수도 있다. 그러나 Q_L (생산의 雇傭彈力性) = Q_w (생산의 賃金彈力性) 등식이 성립되지 않는다면 우리는 이와같은 가능성을 기대하기 어려울 것이다. 뿐만아니라 본 등식이 성립할 때 임금과 고용은 相衡關係를 가질 수 있고, 그래서 임금은 상대적으로 높지만 일인당 소득은 상대적으로 낮은 수준에서 머물게 된다.

그러므로 본 논문에서는 이 균형조건을 실증적으로 증명하기 위하여, Lee (1990)가 效率性賃金理論에 근거를 둔 Solow의 균형조건을 이용하여 도출한 하나의 이론적 모형을 이용한다. 이 모형의 가설은 고용과 임금이 생산에 어떤 영향을 미치는가에 대한 것인데, 앞서 언급한 바와 같이 “생산의 雇傭彈力

2) Lee(1990, Ch. 3) 참조.

性(Q_L)은 생산의 賃金彈力性(Q_w)과 같다”라고 하는 것이다. 이 모형의 검정을 위하여 우리는 한국, 일본 및 대만의 제조업과 국민경제전체에 대한 1950년부터 1990년까지의 시계열자료를 사용한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II절에서는 이 가설의 이론적 배경을 검토하고, 제III절에서는 실증분석을 위한 계량경제모형이 設定되며, 그 다음 절에서는 실증분석의 결과를 제시하고, 제V절에서는 본 계량경제모형과 관련된 誤特定化(misspecification)검정에 대한 논의를 한 다음, 마지막 절에서는 논문의 결론을 제시하고자 한다.

II. 模 型

다음과 같은 Solow의 生産函數³⁾를 고려해보자. 이 함수는 고용과 임금에 대하여 증가함수임과 동시에 오목函數이며, 그리고 連續微分可能函數라고 한다. 우리가 생산함수를 이렇게 간주하는 것은 생산요소인 노동이 이 생산함수에서는 勞動添加(labour augmenting)형태로 들어있기 때문이다.

$$Q = Q(E, L) \quad (1)$$

여기서 Q 는 생산량이고, E 는 노동자의 효율성(努力)인데 이는 임금(W)의 함수($E = E(W)$)이며, L 은 고용량이다. 그리고 偏逆函數인 $L = \{E(W), Q\}$ 이 존재한다. 이 편역함수에서 고용량은 생산량(Q)에 대하여 증가함수이고 임금에 대하여는 감소함수이다. 왜냐하면 이 모형에서는 임금의 증가에 의한 노력의 증가는 이미 내정된 생산량을 생산하는 데 필요한 노동자의 수를 감소시키는 효과를 가지고 있기 때문이다. 그리하여 기업의 原價는 $WL\{E(W)\}$ 가 된다.

이와같은 논리적 사고로부터, Solow(1979)는 다음과 같이 생산량의 변화는 고용(L)과 임금(W)의 증가함수인 식 (2)를 誘導하였다.

$$Q = \alpha^{-1}\{\beta(W)L\} = Q\{\beta(W)L\} \quad (2)$$

식 (2)는 어떤 勞動市場에서 수요와 공급에 관계없이 임금의 (下方)硬直性에 대한 하나의 해를 제시할 수 있는 것 같다. 그러나 이 Solow 모형은 왜 높은 실업률이 장기간 지속될 수 있는가에 대하여는 어떤 해결책을 제시하지 못하

3) Solow (1979) 참조.

고 있다. 그 이유는 이 모형에 관한 한 임금은 경직된 상태로 지속될 수 있지만, 실업률은 떨어질 수 있기 때문이다.

우리가 여기서 관심을 갖는 것은 임금이 경직되어 있다는 사실 그 자체보다는, 임금의 경직성을 어떤 問題나 現象(예: 실업률)에 대한 상대적인 개념으로 파악하는 것이 노동시장에서 일어나는 제 문제를 이해하는 데 도움이 된다는 것이다. 물론 임금이 경직되어 있다고 하는 가정은 실업률의 변동을 설명하고자 하는 대부분의 巨視經濟模型에서 필수적이라고 볼 수 있을 것이다. Keynes의 有效需要理論도 경직된 임금이 높은 실업을 지속시킨다는 것을 보여주고 있다. 그러므로 임금의 경직성 내지는 고임금이 실업의 주요 원인이라고 가정한다면, 실업을 설명하기 위한 하나의 실마리를 찾기 위하여 임금경직성이론에 대하여 주의를 기울여 볼 필요가 있을 것 같다. 그래서 앞서 제시한 Solow모형이 실업과 임금의 경직성의 공존상태를 설명할 수 있도록 우리는 식 (2)에 하나의 중요한 조건을 추가하고자 한다.

效率性賃金理論이 주장하는 바와 같이 Solow모형은 다음과 같은 내재적 의미를 지니고 있다. 지금 $E(W)$ 를 임금 W 를 지급받는 노동자의 效率性單位라고 하자. 여기서 기업이 원하는 것은 노동단위당의 비용을 최소화하고자 하는 것이다. 말하자면 기업은 노동의 효율성단위당의 비용 $W/E(W)$ 을 최소화하는 것이지, 노동자에게 지불되는 비용의 최소화를 바라는 것은 아닐 것이다.⁴⁾ 지금 θ 를 $W/E(W)$ 라고 하자. 이 θ 를 W 에 대하여 최소화하기 위하여 이를 代數微分하면, 우리는 다음과 같은 결과를 얻는다.

$$\frac{\partial W}{W} = \frac{\partial E(W)}{E} \quad (3)$$

이것이 소위 말하는 Solow의 균형조건인데, 이는 균형상태에서 임금탄력성은 1 이라는 것이다. 말하자면 이 조건이 충족되면 기업의 勞務費는 최소가 된다는 것이다. 즉 이 점에서 限界勞力(marginal effort)과 平均勞力(average effort)은 일치하게 된다. 나아가서 임금의 결정은 雇傭水準과는 독립적이며, 이는 결국 수요의 변화를 직면할 때도 임금경직성을 야기시킨다.

이 가설은 기업의 임금결정은 노동의 효율성단위당의 勞務費를 최소화하는 것과 양립되는 것이며, 그리하여 노동자의 노력의 증가에 의한 생산성향상의

4) Mill은 기업의 노무비는 노동자에게 지급되는 임금과는 역의 관계가 있다고 주장한 바 있다(Daugherty, 1936, pp. 223~224 참조).

로 얻어진 限界收入은 이와 관련된 限界費用과 같아지게 된다. 이와같은 논리에서 우리는 노동의 초과공급을 경험할 수도 있다. 왜냐하면 기업의 勞務費를 최소화하는 수준에서 노동의 수요는 그 공급과 일치할 필요가 없기 때문이다. 노동자들이 사회적으로 낮은 留保賃金(reservation wages)을 가지고 있다 하더라도, 그들이 노무비의 증가를 야기시킨다면 기업은 낮은 임금을 제시하는 노동자들에게는 더이상 관심이 없을 것이다. 왜냐하면 그렇게 함으로써 그들의 한계비용 이상으로 한계수입이 감소될 수 있기 때문이다. 이는 결과적으로 非自發的 失業을 야기시킨다.

이와같은 논의는 市場清算水準을 상회하는 임금의 지불은 다음과 같은 이유 때문에 기업에 이익을 가져다 줄 수도 있다는 효율성임금이론의 교리에서 유래한다고 볼 수 있다. 첫째, 解雇費用의 증가를 통하여 職務回避(shirking)를 감소시킴으로써 노동자의 노력을 높이기 위하여 효율성임금이 지불될 수 있다. 둘째, 높은 임금은 노동자의 離職費用(turnover costs)을 최소화할 수 있을 것이다. 셋째, 高賃金은 해당 기업에 대한 노동자의 충성심을 증가시킬 수도 있다. 왜냐하면 노동자들은 기업이익을 기업소유자와 共有할 수 있다고 느끼기 때문이다. 끝으로 기업이 지불하는 임금이 높으면 높을수록 보다 높은 양질의 노동자를 고용하는 것이 용이해진다. 이때는 노동자의 노동의 질(labour quality)을 관찰 내지 측정하기가 어렵다는 가정을 전제로 한다. 그러므로 이와같은 상황에서 기업이 임금을 인하할 인센티브가 없을 것이다. 이와같은 가설은 노동의 초과공급 하에서 임금의 (하방)경직성을 야기할 뿐만 아니라, 비자발적 실업에 대한 개념과도 일치하는 듯 하다.

이 모형에 관한 한 政府가 지출을 증가한다 해도 임금에는 영향을 미칠 이유가 없다. 수요의 증가는 제품가격인상을 야기시키지만 효율성임금은 가격을 포함하고 있지 않기 때문에, 식 (3)은 政府支出의 변화에 영향을 받지 않는다. 그리하여 기업은 노무비의 최소화를 가져오는 임금을 변화시킬 인센티브를 가지지 않는다.⁵⁾

5) 效率性賃金理論에 대하여 비판적인 태도를 취하는 학자들(Carruth and Oswald 1986)의 입장은, 두 개의 변수, 즉 노력과 고용을 통제하기 위하여 왜 하나의 변수, 즉 임금(가격)만을 설정하느냐 이다. 그러나 노동시장에서의 문제를 정확하게 밝히면, 소득분배는 임금이 두 가지 역할—소득창출과 노동의 배분—을 한다는 데서 연유한다고 볼 수 있다. 소득은 임금에 의하여 결정된다. 이것이 왜 자유방임체제 하에서 불균등이 존재하는가를 설명하는 것이다. 고소득자의 사회적 한계비용

그러면 앞서 언급한 Solow모형이 임금의 경직성과 실업을 설명함과 동시에 주어진 생산량을 생산하기 위하여는 實質賃金과 雇傭간에는 서로 상충관계(trade-off)가 성립될 수도 있다는 사실을 보여주기 위하여 식 (1)을 변형된 Cobb-Douglas 生産函數의 형태로 나타내어 보도록 한다.

$$Q = \{E(W)L, K\} \quad (4)$$

식 (4)는 일반적인 Cobb-Douglas 생산함수와 유사한 형태를 취하나 하나의 특징을 가진다. 수학자인 Cobb와 경제학자인 Douglas가 이 함수를 유도할 때, 그들은 하나의 중요한 가정을 전제로 하였던 것 같다. 즉 그들은 노동(L)과 자본(K)을 서로 對稱的 무기체인 생산요소로 간주하고 있다는 것이다. 그러나 자본과는 달리, 노동이라는 생산요소는 어떤 생산활동을 수행하는데 있어서 어느 정도의 재량권을 가지고 있다고 보아야 할 것이다. 뿐만 아니라 자본에 대하여는 一物一價의 법칙이 성립될 수 있지만, 노동에 대하여는 이 법칙이 성립되지 않을 수도 있다는 것이다(Stiglitz 1984). 그래서 식 (4)는 이러한 내용을 고려한 생산함수라고 간주한다.

본 생산함수에서도 생산의 자본탄력성($\partial \log Q / \partial \log K$)과 생산의 노동탄력성($\partial \log Q / \partial \log L$)은 생산물에 대한 노동과 자본의 分配構造를 나타내고 있다. 본 논문의 성격상 자본은 주어진 것으로 본다. 말하자면 생산의 資本彈力性은 일정하다고 가정한다. 문제의 핵심은, 「노동」이라고 하는 생산요소가 가지고 있는 생산과정에서의 裁量權은 노동의 對價로 지급받는 임금에 의하여 직접적인 영향을 받을 수 있다고 믿는 데 있다.⁶⁾

식 (4)에서, 기업이 勞動單位當의 費用이 최소가 되도록 임금을 결정한다면, 피고용자의 노력의 증가율은 임금의 증가율과 일치하게 된다는 Solow의 균형조건이 성립하게 되는데, 우리는 이것으로부터 생산의 勞動彈力性(Q_L)은 생산의 임금탄력성(Q_w)과 같다는 사실을 다음과 같이 보여줄

(marginal social cost)은 저소득자의 그것보다 적다고 본다. 그러므로 우리는 공공정책에서 再分配租稅制度(redistributed taxation)를 도입하고자 하는 것이다. 그리고 임금의 이중역할 때문에 어떤 경제가 새로운 균형상태에 도달하는 속도가 줄어든다는 것이 사실일 수 있다. 이러한 현상은 하나의 주어진 사실인 것 같다. 이 모형에서 노동자의 노력이 소득내지는 임금과 같지 않다고 하면, 임금은 세 가지 역할을 하는 셈이 된다.

6) 임금의 변화는 모든 근로자에게 영향을 주지만, 자본의 對價라고 할 수 있는 이자는 근로자보다는 단지 자본가만이 더 관심을 가질 수 있다. 현실적으로 이자의 변화보다는 임금의 변화가 사회·경제적 측면에서 보다 많은 문제와 논쟁의 여지를 가지고 있을 것이다.

수 있다.

$$Q = \beta_0 \{E(W_i/W)L\}^{\beta_1} \bar{K}^{\beta_2} \quad (4)'$$

여기서 W_i 는 개별기업 또는 개별산업의 임금을 나타낸다. 그래서 이익을 극대화 하고자 하는 기업의 利益函數는 다음과 같다.

$$\Pi = \beta_0 \{E(W_i/W)L\}^{\beta_1} \bar{K}^{\beta_2} - WL \quad (5)$$

이익함수 (5)에서 자본(K)을 주어진 것으로 보기 때문에, 기업이 결정하고자 하는 임금과 고용량은 다음과 같은 1차조건에 의하여 결정된다.

$$\beta_0 \beta_1 L^{\beta_1-1} \{E(W)\}^{\beta_1} = W \quad (6)$$

$$\beta_0 \beta_1 L^{\beta_1} \{E(W)\}^{\beta_1-1} \partial E / \partial W = L \quad (7)$$

$Q_L = \partial \log Q / \partial \log L$, 그리고 $Q_W = \partial \log Q / \partial \log W$ 라고 정의한다. 이 두 1차 조건과 Solow의 균형조건을 결합함으로써, 우리는 다음과 같은 결과를 얻을 수 있다.

$$Q_L = Q_W \quad (8)$$

이 조건 (8)이 우리에게 示唆하는 바가 적지 않은 것 같다. 말하자면 기업의 목적이 利益의 極大化라고 한다면, 그 이면에는 費用의 最小化가 수반되어야 한다. 아마도 이성적인 기업의 행위는 단순히 생산요소비용의 최소화보다는 생산요소 단위당의 비용을 최소화하고자 할 것이다. 이러한 企業의 意思決定은 결과적으로 상기와 같은 조건의 유도를 가능케 한다.

$Q_L = Q_W$ 라는 사실은 높은 실업률의 지속과 임금의 경직성을 설명할 수 있다는 것이다. 生産要素單位當의 비용을 最小化하게 되면 기업은 노동시장의 잉여노동에는 별 관심이 없을 것이다. 이렇게 볼 때 어떤 경우에 노동시장이 청산된다면 이는 기업의 의사결정의 결과라고 보는 것이지, 勞動供給의 변화가 賃金水準을 조정하였다고 보지는 않는다. 이와같은 논의가 1980년대 이후 서방 경제학자들을 괴롭혀왔던 高失業率의 지속과 賃金硬直性의 공존상태에 대한 설득력 있는 설명을 제공할 수 있다는 것이다.

한편으로 新興工業國에서 임금은 상대적으로 높는데 一人當國民所得은 상대적으로 낮고, 이와는 대조적으로 어떤 신흥공업국에서는 임금은 상대적으로 낮는데 국민소득은 상대적으로 높게 나타나고 있다는 것이다. 이런 현상은 우리의 일반적인 상식과는 일치하지 않는다. 왜냐하면 높은 임금은 높은 소득을 의미하기 때문이다. 그러나 앞서 언급한 바와 같이 노동이라고 하는 생산요소의 특성을 吟味해서 식 (8)과 같은 조건을 導出하게 되면

이런 현상은 어느 정도 설득력 있게 해명이 되는 것 같다. 주어진 생산량을 생산하는 데 노동과 임금간에는 서로 相衡關係가 있다고 보기 때문에, 각 기업의 生産活動의 특성에 따라서 노동자 수가 상대적으로 많을 때는 임금수준이 낮을 것이고, 經濟活動人口가 상대적으로 적을 경우에는 임금수준이 상대적으로 높게 책정될 수도 있다는 것이다. 예를 들어 출생률의 저하 등으로 經濟活動人口의 증가율이 낮을 때는 기술발전 등으로 소득수준이 증가한다면 임금수준이 상승하지 않을 수 없을 것이다.

더군다나 이들 두 탄력성이 같아질 때 노동시장은 완전경쟁상태 하에 놓이게 될 가능성이 약화될 수도 있다. 왜냐하면 노동시장이 傳統的 經濟理論이 예측하는 대로 그 기능을 수행하기 위하여는 Q_i 이 Q_w 보다 반드시 커야 하기 때문이다. 둘째, 이 두 탄력성이 서로 같기 때문에 우리는 다음과 같이 균형이 존재할 수 없는 경우를 피할 수 있다. 즉, 실질임금(W)과 노력(E)으로 효용함수를 정의할 때, 이 함수에서 E 와 W 는 獨立變數로 취급될 수 있지만, 실제로는 실질임금에 대한 노력의 比率인 E/W 로 작용하기 때문에 기업이이익의 극대화는 이 비율의 극대화를 의미한다. 그래서 노력(E)이 실질임금(W)과 선형으로 증가하고, 그리고 실질임금 W 가正的 값을 가질 때 노력(E)이 零 이라면 E/W 에는 상한선이 없게 된다(Spark, 1986). 본 모형에서 이것은 Q_i 이 Q_w 보다 작다는 것을 의미한다. 그리하여 기업의 이익을 극대화시키는 임금은 無限大가 된다. 그러나 $Q_i = Q_w$ 라는 사실 때문에 우리는 이와같이 수공하기 어려운 상황을 피할 수 있는 듯 하다. 본 모형이 제시하는 이론적 메카니즘은 왜 市場清算模型이 노동시장에서 일어나는 제반 문제를 해결하는 데 성공적이지 못한가에 대한 하나의 해답을 제시할 수 있다는 것이다.

그러므로 기업의 입장에서, 事前에 計劃된 수준의 생산량을 생산하는 데 고용과 임금간에는 서로 相衡關係가 있을 수 있다는 것을 우리는 분명히 보았다. 뿐만아니라 이는 기업의 비용최소화나 이익극대화 행위와도 일치하고 있다고 본다. 본 연구에서는 특정한 經濟體制 하에서 고용 및 임금이 생산량이나 소득에 미치는 효과를 분석함으로써, 效率性賃金理論을 검증하는 또 다른 한 가지 방법을 제시하고자 한다.

III. 實證分析

1. 模型의 特定化(model specifications)

효율성임금이론에 대한 대부분의 실증분석은 산업간 동일직종간의 賃金格差 (Krueger and Summers (1987, 1988), Dickens and Katz (1987), Leonard (1987)와 景氣變動에 따른 생산성의 변화(Weisskopf et al., 1983)에 국한되어 왔다. 그러나 효율성임금이론의 근간을 이루는 Solow의 균형조건, 즉 “임금에 대한 노력의 탄력성은 1이다” 라고 하는 가설을 조사 내지는 확인하지 않고는 기존의 실증분석의 결과를 해석하는 데 상당한 어려움이 있을 것이다. 왜냐하면 기존의 실증분석 모형에는 거의 관찰 내지 측정할 수 없는 요인들이 포함되어 있기 때문이다. 그러나 본 實證分析에서는 $Q_l = Q_w$ 라고 하는 가설을 검정하기 때문에 노동의 질과 같은 測定에 어려움이 있는 요소에 의하여 야기되는 문제는 고려할 필요가 없다고 본다.

검정되어야 할 生産函數는 기본적으로 다음과 같은 형태를 취한다.

$$q_t = c_t + \beta_1 l_t + \beta_2 w_t + \varepsilon_t^{7)} \quad (9)$$

이와같은 計量經濟模型으로부터 우리는 다음과 같은 귀무가설을 가질 수 있다. 즉 $\beta_1 = \beta_2$, 말하자면 $Q_l = Q_w$ 라고 하는 것이다. 效率性賃金理論에서는 노동단위당의 비용을 최소화할 수 있도록 기업이 임금을 결정한다. 그러므로 본 논문에서는 임금디플레이터로써 都賣物價指數를 이용한다.⁸⁾

식 (9)를 실증적으로 검정하기 위하여 우리는 1기간 시차종속변수(One period lagged dependent variable)와 시간추세항(time trend terms)을 독립변수에 포함시킨다. 그리하여 최종적으로 검증될 계량경제모형은 動的 模型(dynamic model)이 된다. 그리고 오차항(ε_t)이 추가되는데 이는 평균이 0이고 분산이 σ^2 인 正規分布를 가진다고 가정한다. 비록 본 논문에서 검증하고자 하는 이론적 모형은 자본스톡을 포함하고 있지 않지만, 실증모형의 특정화라는 의미에서 자본스톡(k)을 포함시킨다.

$$q_t = c_t + \beta_0 q_{t-1} + \beta_1 l_t + \beta_2 w_t + \beta_3 k_t + t + \varepsilon_t \quad (10)$$

이와같은 생산함수를 검정하는 데 있어서 야기되는 하나의 어려움은 본

7) 이후 이탤릭체 소문자는 log를 나타낸다.

8) 노동자의 노력은 기업이 지급하는 실질임금에 의하여 영향을 받을 수 있다는 견지에서 消費者物價指數를 이용할 수도 있다.

모형이 축약형(reduced form)이 아닐 수도 있다는 것이다. 왜냐하면 생산성과 실질임금간에는 서로 相關關係가 있을 수 있어, 聯立方程式偏倚(simultaneous equation bias)를 야기시킬 수 있기 때문이다. 즉 어떤 산업의 높은 생산성은 높은 임금을 야기시킬 수 있다. 이러한 문제를 제거하기 위하여 手段變數推定法(instrumental variables estimation)이 이용될 것이다.

적절한 手段變數를 선택한다는 것은 결코 쉬운 일이 아닌 것 같다. 대부분의 경제변수들은 일반적인 경제활동의 변화와 어느 정도 관련이 있기 때문이다. 그러나 본 모형에서 요구되는 수단변수는 실질임금이나 고용수준과 관련이 있지만 생산량과는 관계가 없어야 한다. 모형의 性格上 失業手當(unemployment benefits)이 가장 적합한 변수라고 할 수 있지만 이에 대한 자료의 제한으로 대신 실업률 및 勞動時間을 사용한다.

2. 相對賃金과 失業

노동자들의 노력에 관한 한 문제가 되는 것은 상대임금과 실업이라고 한다(Jackman, Layard and Nickell (1990), Stiglitz (1984)). 말하자면 어느 특정기업의 임금이 그 産業의 平均賃金보다 높을 때, 또는 그 나라의 실업률이 상대적으로 높을 때, 노동자의 純生産性은 증가한다고 한다. 그래서 이는 이론적으로는 하나의 부분균형(partial equilibrium)이 될 수 있지만, 計量經濟模型을 특정화하는데는 일반균형(general equilibrium)이 되어야 한다. 말하자면 한 경제 전체로 볼 때, 거기에는 평균임금이 있을 것이고, 어떤 산업 또는 기업은 이 평균임금보다 낮은 임금을, 또 어떤 기업은 이보다 높은 임금을 지불할 것이다. 그리하여 前者의 경우에는 노동자의 생산성이 상대적으로 낮을 것이고, 後者の 경우는 생산성이 상대적으로 높을 것이다. 결과적으로 생산성에 대한 임금의 효과는 상쇄되어버릴 수밖에 없다. 그러므로 分析對象이 個別企業이 아닌 어떤 산업이나 國民經濟 전체가 될 때는 산업의 평균을 이용하는 것이 보다 타당할 것이다.

둘째, 職務回避模型(shirking models)에서는 실업이 가장 중요한 변수라고 할 수 있다. 그러나 실업에 관한 한 직무회피모형의 대표적 모형인 Shapiro와 Stiglitz모형⁹⁾과 Solow의 均衡條件(식 (3))과는 서로 일치하지 않는 듯 하

9) Shapiro and Stiglitz(1984) 참조.

다. Shapiro와 Stiglitz모형에서는 기업이 지불하는 임금은 다음과 같은 함수 관계를 가진다.

$$W = f(E, V_u, Q, R, B)$$

+ + - + +

또는

$$E = \frac{Q(W - RV)}{(R + B + Q)} \quad (11)$$

여기서 E : 要求되는 勞力.

V_u : 實業과 관련되는 勞動者의 期待效用.

Q : 職務回避가 탐지될 확률.

R : 市場利子率.

B : 外生的 離職率.

우리가 식 (11)에서의 E 를 식 (5)에서의 E 와 서로 대치하고 이익극대화를 위한 1차조건을 이용하여 다음과 같은 결론을 얻을 수 있다.

$$RV = \frac{\beta_2 - \beta_1}{\beta_2} \quad (12)$$

$$\beta_1 = Q_l, \quad \beta_2 = Q_w$$

그러므로 Solow의 균형조건에서는 $Q_l = Q_w$ 이므로, 이 조건이 성립되기 위하여는 RV_u 는 零이어야 한다. 그러나 현실적으로 이것이 영이 될 수는 없다.

이와같은 결과가 일어날 수 있는 근거는, Solow균형조건에서는 기업이 노동자의 노력단위당의 임금을 최소화한다는 데 있는 듯 하다. 그래서 失業水準이나 勞動市場의 여건 내지 환경변화는 주어진 것으로 보아, 이 모형의 설정에 직접 영향을 주지는 않는다. 이와같은 이유 때문에 앞서 논의한 실증모형의 특정화에서 都賣物價指數를 가지고 名目賃金을 할인하였다. 그러나 Shapiro와 Stiglitz모형과 같은 職務回避模型(shirking model)에서는 노동자는 외부여건, 특히 노동시장의 상태에 의하여 직접적인 영향을 받는다고 본다. 그래서 解雇가 되었을 때 재고용의 가능성 정도를 예고할 수 있는 실업률은 노동자의 행동에 결정적인 영향을 미친다고 가정한다. 그러므로 이 경우에는 명목임금을 消費者物價指數로 할인하는 것이 보다 이치에 맞는 일일 것이다. 이와같이 본 모형의 근본적인 가설과는 직접적인 관계는 없지만, 노동시장의 與件變化가 생산량의 결정에 미치는 효과를 검토하기 위하여 우리가 생각할 수 있는 또 다른 하나의 계량경제모형은 失業率(u)을 독립변수에 포함

시키는 것이다. 그리하여 본 논문에서는 앞서 표시된 계량경제모형인 식 (10)에 失業率을 독립변수에 포함시키는 것과, 그리고 또 다른 하나의 실증모형은 失業率(u)을 手段變數(instrumental variables)의 하나로 이용하는 것이다.

$$q_t = c_t + \beta_0 q_{t-1} + \beta_1 l_t + \beta_2 w_t + \beta_3 k_t + \beta_4 u_t + t + \varepsilon_t \quad (13)$$

식 (9), (10) 그리고 식 (13)에서 제시된 실증모형의 특정화로부터, 본 논문에서는 한국, 일본 및 대만의 1950년부터 1990년까지의 제조업과 國民經濟全體에 대한 연간자료를 이용하여 앞서 언급한 두 가지 假說, 즉 두 가지 공존 현상, 임금경직성과 고실업, 그리고 高賃金과 低所得의 현상을 설명하고자 한다.

IV. 實證分析의 結果

1. 韓 國

<表 2>, <表 3>, <表 4> 그리고 <表 5>에서 우리는 실증분석의 결과를 제시하고 있다. 이중 <表 2>는 한국의 製造業과 全產業에 대한 전통적 최소자승법(OLS)에 의한 추정결과를 보여주고 있다. 본 논문에서 설정한 가설, 즉 생산의 고용탄력성(β_1)과 임금탄력성(β_2)이 같다고 하는 假說은 기각할 수 없는 것 같다. 두 개의 탄력성이 正의 값을 가지고 있고 15%와 5%의 유의수준에서 각각 統計的으로 유의하다. 이들 설명변수의 값이 동일한지 아닌지를 검정하기 위하여 Wald검정을 시행하였다. 檢定統計量의 값이 5% 有意水準에서 자유도 1인 χ^2 의 기각값 3.84에 훨씬 못 미치는 것 같다.¹⁰⁾ 제조업의 경우에는 자본스톡(k_t , k_{t-1})이 독립변수에 포함되었을 경우가 포함되지 않았을 경우

10) Wald검정을 위한 검정통계량은 다음과 같이 구할 수 있다. 본 논문의 가설에서 제약조건은 $\beta_1 = \beta_2$ 이므로,

$$R\beta = r, \text{ Rank}(R) = m$$

여기서 $R\beta$ 와 r 은 $m \times k$ ($k > m$)와 $m \times 1$ 행렬이다. 그러므로 $H_0: R\beta = r$, $H_1: R\beta \neq r$ 이 된다. 우리가 직면한 문제는 β 가 제약조건 $R\beta = r$ 를 만족 시키느냐 아니냐를 결정하기 위하여 하나의 검정을 설정하는 것이다. β 는 알려지지 않았기 때문에 대신 β 를 사용한다. 그리고 $\|R\beta - r\|$ 가 零에 접근하는가를 검토한다. 이를 위한 검정통계량, 즉 Wald통계량은 다음과 같이 변형될 수 있다.

$$(R\beta - r)' [R(X'X)^{-1}R'] (R\beta - r) / ms^2$$

귀무가설 하에서 이는 자유도가 (m , $T - k$)인 F분포를 가진다. 그러나 본 논문에서는 종속변수의 시차항(Time lag)이 獨立變數에 포함되어 있기 때문에, 다음과 같은 χ^2 검정을 채택한다.

$$(R\beta - r)' [s^2 R(X'X)^{-1}R'] (R\beta - r) \sim \chi^2(T - k)$$

〈表 2〉 韓國의 製造業과 全産業 (OLS)

獨立變數	從屬變數 : q_t			
	製造業		全産業	
	(1)	(2)	(3)	(4)
常數項	-1.44 (1.95)	-0.97 (2.10)	-3.22 (3.84)	-0.16 (1.34)
q_{t-1}	0.83 (0.17)	0.83 (0.18)	0.65 (0.15)	0.74 (0.09)
l_t	0.42 (0.28)	0.26 (0.31)	0.21 (0.19)	0.25 (0.15)
l_{t-1}	-0.25 (0.24)	-0.08 (0.27)	-0.48 (0.19)	-0.57 (0.15)
w_t	0.58 (0.19)	0.39 (0.26)	0.49 (0.09)	0.39 (0.08)
w_{t-1}	-0.50 (0.26)	-0.33 (0.29)	-0.29 (0.11)	-0.17 (0.08)
k_t	— —	0.17 (0.14)	— —	0.16 (0.06)
k_{t-1}	— —	-0.14 (0.13)	— —	-0.23 (0.06)
t	0.003 (0.013)	-0.002 (0.014)	0.06 (0.05)	0.03 (0.01)
t^2	— —	— —	-0.0002 (0.0002)	— —
R^2	0.99	0.99	0.99	0.99
SE	0.08	0.08	0.05	0.03
$\chi^2(\alpha=0.05)$	0.17	0.12	1.48	0.56

註：1) 括弧안은 標準誤差

2) χ^2 은 $H_0 : Q_t = Q_w$ 을 檢定하기 위한 檢定統計量.

보다 두 彈力性을 비교해 볼 때, 본 가설과 관련하여 보다 나은 결과를 얻었지만 생산의 고용탄력성(β_1)에 대한 표준오차가 너무 크기 때문에 統計的으로 유의하지 않은 것 같다. 더군다나 자본스톡(k_t , k_{t-1})이 포함되었을 때 이의 계수에 대하여 통계적 의미를 부여하기에는 그 계수의 표준오차가 너무 큰 것 같다.¹¹⁾ 〈表 2〉의 추정식 (3)과 (4)에서 보는 바와 같이 國民經濟全體를 대상

11) 이 결과가 한국 제조업의 자본스톡이 생산활동에 영향을 미치지 않는다는 것을 의미하는 것은 아니다. 말하자면 본 연구의 실증분석에 관한 한, 한국제조업에서 생산량의 변화는 자본의 변화보다는 고용과 임금의 변화에 더욱 민감하다고 보아야 할 것이다.

으로 검정을 하였을 때는 製造業과는 약간 다른 결과를 보여주고 있다. 두 彈力性的의 同一性에는 큰 차이가 없다. 그러나 이 경우 자본스톡에 대한 계수의 크기가 두 탄력성보다는 작지만 5%의 有意水準에서 통계적으로 유의하다. 뿐만 아니라 Q_i 과 Q_w 의 크기의 차이도 자본스톡이 포함되었을 때가 더 적다는 것을 보여주고 있다. 즉 Wald검정을 위한 χ^2 의 값이 자본스톡이 包含되지 않았을 경우와 包含되었을 경우 각각 1.48과 0.56으로 나타난다.

표에는 제시되지 않았지만, 우리가 消費者物價指數를 디플레이터로 이용하여 실질임금을 산출하였을 때 본 실증모형의 결과는 도매물가지수를 이용했을 때와는 약간 다르게 나타났다. 각 獨立變數의 계수의 부호와 크기는 우리가 기대하였던 것과 큰 차이가 없지만 대부분의 標準誤差가 너무 크기 때문에 각 계수에 대하여 통계적 有意性을 부여하기가 곤란한 것 같다. 그러나 이 경우 생산의 임금탄력성은 그 크기나 표준오차에 있어서 <表 2>에서 제시하는 것과 큰 차이가 없다. 이 결과에서 보는 바와 같이, 어떠한 實質賃金이라도 생산량의 결정에 미치는 영향은 비슷한 것 같다.

끝으로 우리가 실증모형을 特定化할 때 시간추세항(time trend terms) t 그리고 t^2 을 설명변수에 포함시켰다. 이는 첫째, 시계열 경제자료에 관련된 자료는 시간이 흐름에 따라 일반적인 상향·하향의 추세를 따르게 된다. 그래서 각 독립변수의 계수가 時系列經濟資料들 간의 실제관계를 나타내지 못할 수도 있다. 이와같은 假想的 관계를 제거하기 위하여 우리는 時間變數를 포함시켰다. 두번째의 목적은 생산함수의 推定에서 일반적으로 응용되는 것으로서 기술발전에 의한 생산량의 변화를 포착하기 위한 것이다. 그러나 대부분의 추정식에서 이 항의 계수는 통계적 의미가 없는 것으로 나타났다.

2. 日 本

<表 3>과 <表 4>는 일본의 제조업과 전산업에 대한 OLS추정치와 IV추정치를 각각 보여주고 있다. 전반적으로 볼 때 주요변수들의 계수, 즉 Q_i 과 Q_w 가 다른 두 경제에 비하여 상대적으로 큰 것 같다. 제조업의 경우(<表 3>의 추정식 (1) 및 (2)) 자본스톡이 포함되지 않았을 때는 이 두 계수의 부호가 기대했던 것과 같다. 비록 0%의 유의수준에서도 統計적으로 유의하다. 뿐만 아니라 $Q_i = Q_w$ 라는 가설도 $\chi^2(\alpha=0.01)$ 에서 통계적으로 기각할 수 없는 것 같다. 제조업의 경우에도 자본스톡이 포함되었을 때는 이 두 탄력성은 서로 접

〈表 3〉 日本의 製造業과 全産業(OLS)

獨立變數	從屬變數: q_t			
	製造業		全産業	
	(1)	(2)	(3)	(4)
常數項	-5.52 (1.44)	-4.57 (1.31)	-7.41 (1.99)	-4.37 (1.62)
q_t	0.47 (0.13)	0.45 (0.14)	0.93 (0.05)	0.78 (0.11)
l_t	1.47 (0.15)	1.08 (0.18)	0.47 (0.49)	0.63 (0.41)
l_{t-1}	-0.94 (0.15)	-0.68 (0.16)	0.29 (0.55)	-0.22 (0.44)
w_t	1.02 (0.11)	0.88 (0.10)	0.75 (0.10)	0.72 (0.07)
w_{t-1}	-0.52 (1.14)	-0.43 (0.14)	-0.81 (0.08)	-0.61 (0.10)
k_t	—	0.22 (0.06)	—	0.24 (0.04)
k_{t-1}	—	-0.11 (0.08)	—	-0.14 (0.05)
t	-0.0003 (0.0003)	-0.0003 (0.0003)	-0.0001 (0.0003)	-0.0002 (0.0002)
R^2	0.99	0.99	0.99	0.99
SE	0.029	0.026	0.03	0.02
$\chi^2(\alpha=0.05)$	6.42	1.24	0.29	0.04

註:〈表 1〉 脚註 參照

근하고 있다. 추정식 (3)과 (4)는 국민경제전체를 대상으로 하여 본 모형을 검정한 결과이다. 표에서 보여주는 것처럼 자본스톡이 포함되었을 때는 두 탄력성간에는 큰 차이를 보이지 않는다.

표에는 제시되지 않았지만, 실질임금을 산출하는 데 소비자 물가지수를 디플레이터로 이용한 경우 製造業에서는 $Q_l=0.50$, $Q_w=0.53$, 전산업의 경우에는 이들 탄력성이 각각 1.0과 0.72로 나타났다. 그리하여 어느 경우에도 본 가설을 기각할 수 없는 것 같다.

資本스톡과 함께 실업률이 독립변수에 포함되었을 때 제조업의 경우에는 Q_l 과 Q_w 가 각각 1.14와 0.92을 보여주고, 전산업의 경우에는 Q_w 는 약 0.7이며 0.1%의 유의수준에서도 통계적으로 유의한 것 같다. Q_l 은 正의 부호를 가지

〈表 4〉 日本의 製造業

獨立變數	從屬變數: q_t
	(1)
常數項	-11.64 (4.17)
q_t	-0.29 (0.59)
l_t	1.55 (0.65)
l_{t-1}	-0.52 (0.58)
w_t	1.27 (0.27)
w_{t-1}	-0.19 (0.36)
k_t	0.28 (0.23)
k_{t-1}	-0.04 (0.51)
t	-0.0002 (0.0005)
R^2	0.99
SE	0.04
$\chi^2(\alpha=0.05)$	0.26

註: 1) 〈表 1〉 각주 참조.

2) 수단변수: 실업률, 월간노동시간, 명목임금, 도매 및가소매물가지수.

고 있기는 하지만 標準誤差가 너무 크기 때문에 통계적 의미를 부여할 수가 없다. 소비자 물가지수를 디플레이터로 이용한 경우 이 두 탄력성은 정확하게 일치하지만(0.62), 고용계수에 대한 t 값이 너무 작기 때문에 $\beta_1=0$ 이라고 하는 귀무가설을 기각할 수 없다. 실업률이 생산에 미치는 영향을 보면 제조업에서는 아무런 영향을 미치지 못하는 것 같고, 국민경제 전체로 볼 때는 실업이 1% 증가하면 생산량은 약 0.13% 정도 증가하는 것 같다. 製造業 자체에 대한 실업률이 조사 또는 측정되지 않고 있기 때문에 제조업에서의 생산과 실업률간의 관계를 규명하기가 곤란하다.

日本의 제조업분석에서는 최소자승법(OLS)과 아울러 수단변수추정법(IV)도 이용되었다. 〈表 4〉에서 보여주는 것처럼 두 彈力性的의 크기가 OLS 추정 때보다 약간 크다는 것 이외에는 다른 차이는 없는 듯 하다.

〈表 5〉 臺灣의 製造業과 全產業(OLS)

獨立變數	從屬變數: q_t	
	製造業	全算業
常數型	-10.36 (4.24)	-0.78 (0.85)
q_{t-1}	0.34 (0.14)	0.72 (0.20)
l_t	0.63 (0.26)	0.52 (0.32)
l_{t-1}	-0.83 (0.22)	-0.28 (0.35)
w_t	0.38 (0.20)	0.51 (0.13)
w_{t-1}	0.32 (0.27)	-0.34 (0.15)
k_t	1.12 (0.06)	-0.03 (0.22)
k_{t-1}	-0.018 (0.06)	-0.03 (0.19)
t	0.18 (0.07)	0.011 (0.011)
t^2	-0.0006 (0.0003)	— —
R^2	0.99	0.99
SE	0.05	0.04
$\chi^2 (\alpha=0.05)$	0.45	0.002

註: 〈表 1〉 腳註 參考

3. 臺 灣

〈表 5〉에서 보여주는 바와 같이 생산의 雇傭彈力性和 생산의 賃金彈力性이 같다고 하는 가설을 기각할 이유는 거의 없는 것 같다. 몇 가지 특기할 일은 제조업의 경우 시간추세항(t)의 계수가 통계적으로 有意하다는 것과, 제조업 뿐만 아니라 국민경제전체에서도 생산량과 자본스톡간에 어떤 관계를 찾을 수가 없다는 것이다. 이와같은 결과가 나오게 된 동기를 類推해보면, 첫째는 본 모형의 특성 때문일 수도 있으며, 둘째는 대만의 경우 國內總資本形成이 資本스톡으로 대응되었기 때문에 이런 결과가 나올지도 모른다.

실업이 생산에 미치는 효과에 대하여는 제조업 뿐만 아니라 전산업에서도 통계적 유의성을 찾을 수 없는 것 같다. 앞서서와 마찬가지로 臺灣에서도 제

조업에 대한 失業者數가 조사 추정되지 않고 있기 때문에 제조업의 경우 이들 두 변수들을 서로 관련시키기가 곤란한 것 같다. 국민경제 전체에 대해서는 이 경우 그 효과가 미미하지만 실업의 계수가 負의 부호를 가지고 있다.

V. 誤特定化(Misspecification)檢定

計量經濟模型에서 관찰된 변수들과 실제값 간의 관계가 이론적 모형을 어느 정도 설명할 수 있느냐 하는 문제가 제기될 수 있다. 달리 말하여 어떠한 조건이 충족되었을 때 우리는 統計的 推理를 하고, 그 모형의 적합성을 결정할 수 있는가? 이런 것을 위하여 우리는 모형을 설정하여 추정하고, 特定化檢定(specification tests)과 誤特定化檢定(misspecification tests)을 하게 된다. 통계적 추리의 결과는 線形回歸模型의 기초가 되는 제 가정들이 유효하다는 전제 하에서 도출된다. 만약 그렇지 않다면 이들 결과는 부적합할 뿐만 아니라, 오도될 수 있다(Spanos, 1986).

特定化檢定(specification tests)과 誤特定化檢定(misspecification tests) 간에는 분명한 차이가 있다. 전자는 정확한 特定化의 가정에 근거를 둔 검정에 관한 것으로서 통계적 모형에 의하여 특정한 테두리 내에서 이루어지는 반면에, 후자는 이 특정한 테두리 밖에서 이루어지는 검정에 관한 것이라고 할 수 있다. 예를 들어 하나의 가상적인 模型을 고려해보자.

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \delta z_t + u_t, \quad u_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$$

이 모형에서 $\delta=0$ 인가 아닌가를 검정하기 위하여 일반적으로 우리는 t 검정을 수행하게 되는데, 이를 우리는 特定化檢定(sperification tests)이라고 한다. 이에 대하여 오특정화 검정은 線形回歸模型이 전제로 하고 있는 제 가정들이 當該模型과 관련하여 충족될 수 있는가를 검정하는 것이다. 우선 잔차(residuals)가 무작위(random)가 아니라면 그 모형은 적합하다고 할 수 없을 것이다. 上記의 가상적인 모형에서 x_t 와 z_t 가 직각형(orthogonal)이 아니라면 그 잔차(residuals)에 어떤 징후가 나타나게 된다. 이때 이 모형은 현실의 관측에서 體系的 要素를 포착하지 못하고 있다는 것이다. 이 경우 우리는 보다 나은 모형을 찾아야 한다.

논리적으로 말하여, 오특정화 검정은 특정화 검정에 선행되어야 한다. 왜냐하면 統計的 모형의 근간을 이루고 있는 제 가정들이 유효하지 않다면(즉, 오

〈表 6〉 誤特定化檢定(Missperification tests)

		NORM	AUT (2)	ARCH (2)	LIN (2)
韓國	製造業 (1)	10.69	1.99	0.45	2.72*
	(2)	19.63	0.55	0.26	1.66
	全産業 (3)	0.16	0.54	0.16	2.01*
	(4)	0.15	7.04	2.02	0.17*
日本	(OLS) 製造業 (1)	1.83	4.96	1.15	1.45*
	(2)	3.18	2.98	0.34	0.39*
	全産業 (3)	3.75	1.42	0.17	0.26*
	(4)	2.41	0.08	2.80	1.53*
	(IV) 製造業 (1)	1.57	9.86	5.60	—
臺灣	製造業	1.35	3.48	2.30	0.87*
	全産業	0.33	0.65	0.65	0.11

註：1) NORM：잔차(Residuals)의 정규분포도검정(Jarque-Bera 통계량).

2) AUT：자기상관검정 (LM 검정).

3) ARCH：자기상관조건부 이분산검정.

4) LIN：선형도검정 (Ramsey RESET 통계량).

5) $\chi^2_{0.05}(m)$, $F_{0.05}(m, T-K-m)$.

6) *는 F검정.

특정화 검정) 이들 가정의 유효성에 기초를 둔 特定化 檢定은 오도될 수 있기 때문이다.

본 논문의 計量經濟模型에 관련된 오특정화 검정의 결과는 〈表 6〉에 제시되어 있다. 잔차(residuals)의 正規分布에 대하여, 5%의 유의수준과 자유도 2, 그리고 기각값 5.99에서 한국의 제조업의 경우만 정규분포에 대한 가정이 기각되는 것 같다. 다음은 잔차의 자기상관(autocorrelation)에 관한 검정인데 이는 종속변수(국내총생산)의 샘플링이 독립인가 아닌가에 관한 검정이다. 일본 제조업에 대한 수단변수추정법의 경우를 제외하고는 별 문제가 없는 것 같다. 異分散(heteroskedasticity)검정에서는 모든 回歸方程式이 5%의 유의수준과 자유도 2에서 同一分散을 가지고 있는 것으로 나타났다. 마지막으로 모형의 선형도검정에 관한 것인데 대부분의 경우 귀무가설이 채택되는 것 같다. 여기서는 Ramsey Reset 검정을 채택하였는데 수단변수추정법에서는 이 검정법을 적용할 수 없으므로 생략하였다.

지금까지 傳統的 最小自乘法(OLS)에 의한 線形回歸分析의 근간을 이루고 있는 제 가정에 대한 오특정화 검정에 대한 결과를 보았다. 물론 회귀분석

이 이런 모든 가정들을 만족시키는 경우는 現實적으로 흔히 있는 일은 아닐지도 모른다.

VI. 結 論

韓國, 日本 및 臺灣에서, 과거 약 40년간에 걸친 生産, 고용 및 임금에 대한 시계열자료를 이용하여 “生産의 雇傭彈力性은 生産의 賃金彈力성과 같다”라고 하는 가설을 검정하였다. 검정결과에 의하여 우리는 이 가설을 기각할 수 없는 것 같다. 거의 대부분의 경우 추정치들은 우리가 기대했던 것과 큰 차이를 보이지 않는다는 것이다. 그리하여 기업은 불황을 직면할 때 賃金削減에 의존하기 보다는 기존 노동자의 일부를 해고하고자 할 것이다. 이와같은 상황을 고려해 볼 때, 실업률이 높다고 해서 이것이 임금에 負의 영향을 미칠 것이라고 기대할 필요는 없을 것 같다. 뿐만아니라 勞動供給이 한계에 도달했을 때 生産량을 증가시키기 위해서는 임금수준이 높아지지 않을 수 없을 것이다.

이와같은 사실을 염두에 둘 때, 우리는 본 假說이 의미하는 몇 가지 시사점을 유추할 수 있다고 본다. 첫째, 이들 두 탄력성이 같다고 하는 사실은 소득의 불균형과 非自發的 失業을 야기시킬 수 있는 산업간 임금격차를 설명하는데 일조를 할 수 있을 것 같다. 만약 Q_i 이 Q_w 보다 크다면 市場清算水準 이상의 임금은 없어질 것이다. 즉 $Q_i = Q_w$ 라는 사실 때문에 기업에 따라서 고용과 임금의 비율을 달리할 수 있다는 것이다. 그러므로 이 가설은 二重勞動市場(dual labour markets)의 실재를 지지하는 것 같다. 임금이 기업간에 차이가 있기 때문에 노동자들은 높은 임금을 받을 수 있는 일자리를 위하여 임금이 상대적으로 낮은 일을 회피할 수 있다. 둘째, 好況期에 기업은 生産량을 증가시키고자 한다. 이때 피고용자들이 많은 노력을 자아낼 수 있도록 임금을 인상시킬 수 있다. 그러므로 이는 임금의 景氣循環的 變動(procyclical wage movements)을 뒷받침하고 있는 듯 하다.

끝으로 研究開發에 의한 技術發展으로 인하여 기존의 산업이 자동화의 형태로 변화할 때, 지금보다 더 적은 노동자가 인류의 물질적 욕망을 충족시킬 수

12) 제 假定에 대한 검정통계량에 대하여는 <表 6> 참조.

있다고 하면,賃金은 필연적으로 상승하게 되고 雇傭量은 감소할 수밖에 없다. 지난 10여년 이상 西方先進國들의 실업률이 감소하지 않고 역사적으로 높은 수준에서 높은 실질임금과 공존하고 있다는 사실과, 新興工業國 중에서 어떤 경제는 임금이 높은 반면에 일인당 소득은 낮고, 또 다른 경제에서는 이와는 상반된 현실을 직면하고 있다는 사실은 본 論文에서 제시한 假說과 서로 상반되는 것이 아닌 것 같다.

〈附 錄〉

資料의 源泉

1. 韓國

主要經濟指標,	經濟企劃院 調查統計局,	1980, 1990.
每月勞動統計調查報告書,	勞動部,	1970년 以後 每月號.
韓國統計年鑑,	統計廳,	每年號.
韓國產業資本所得推計,	韓國開發研究員,	朱鶴中 外 2. 1982. 7.
韓國의工業化와 勞動力(9),	韓國經濟研究員	李大根 外 3. 1990. 7.
國民所得年報,	韓國銀行,	每年號.
經濟統計年報,	韓國銀行,	每年號.
統計月報,	韓國銀行,	每年號
主要經濟指標,	韓國銀行,	1991. 4.

2. 日本

日本統計年鑑,	總務廳,	統計局, 1989, 1990年號.
日本經濟指標,	經濟企劃廳,	1959, 1969, 1989年號.
東洋經濟月報,		1956(第16卷)~1991(第51卷).
每月勞動統計調查,	勞動省,	每月號.
國民經濟統計年報,	經濟企劃廳,	每年號.
Japanese Economic Statistics, Bulletin No. 43, EPB, 1962, 1972		

3. 臺灣

中華民國臺灣地區 重要社會指標月報, 行政院主計處, 1991, 11

————— 物價統計月報 ————— 1990, 3

Monthly Bullatin of Statistics of the Republic of China, Republic of China, Vol. XVII, No. 7, 1991, 7

National Income in Taiwan Area of the Republic of China, Bureau of Statistics, DABAS, Executive Yuan, 1988, 12, 1990.

Social Indicators in Taiwan Area of the Republic of China, DGBAS, Executive Yuan, 1989.

Statistical Yearbook of the Republic of China, DGBAS, 1990.

參 考 文 獻

1. Akerlof, G. A., "Labor Contracts as Partial Gift Exchange," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 97, 1982, pp. 543~69.
2. Akerlof, G.A., and J.L. Yellen, *Efficiency Wage Models of Labor Market: Introduction*, New York: Cambridge University Press, 1986.
3. Campbell, C.M., "Tests of Efficiency Wage Theory and Contract Theory with Disaggregated Data from the U.S," *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1991, pp. 98~118.
4. Cappelli, P., and K. Chauvin, "An Interplant Test of The Efficiency Wage Hypothesis," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, 1991, pp. 769~787.
5. Carruth, A.A. and A.J. Oswald, "Wage Inflexibility in Britain," *Center for Labour Economics*, Discussion Paper, No. 258, London School of Economics, 1986.
6. Daugherty, C.R., *Labor Problems in American Industry*, New York: Houghton Mifflin Co., 1936.
7. Dunlop, J.T., "The Movement of Real and Money Wage Rates,"

Economic Journal, Vol. 48, 1938, pp. 413~34.

8. Engle, R.F., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of the UK Inflation," *Econometrica*, Vol. 50, 1982, pp. 987~1007.
9. Hicks, J., *The Theory of Wages*, London: Macmillan, 1932.
10. Katz, L.F., "Efficiency Wage Theories: A Partial Evaluation," *Macroeconomic Annual*, NBER, Vol. 1, 1986, pp. 235~276.
11. Kreuger, A.B., and L.H. Summers, "Reflection on Inter-Industry Wage Structure," in K. Lang and J.S. Leonard (eds.), *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, Oxford : Basil Blackwell, 1987.
12. Kreuger, A.B., and L. H. Summers, "Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure," *Econometrica*, Vol. 56, 1988, pp. 259~293.
13. Lee, M.S., *Efficiency Wage Models of Unemployment, Productivity and Vacancies in the United Kingdom*, Unpublished Ph.D. Thesis, University of London, 1990.
14. Leonard, J.S., "Carrots and Sticks: Pay, Supervision, and Turnover," *Journal of Labor Economics*, Vol. 5, 1987, pp.136~152.
15. Marshall, A., *Principles of Economics*, London: Macmillan & Co., 1927.
16. Sachs, J.D., "Real Wage and Unemployment in the OECD Countries," *Brookings Papers and Economic Activity*, Vol. 1, 1983, pp. 255~289.
17. Salop, S.C., "A Model of the Natural rate of Unemployment," *American Economic Review*, Vol. 69, 1979, pp. 117~125.
18. Shapiro, C., and J.E., "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device," *American Economic Review*, Vol. 74, 1984, pp. 433~444.
19. Solow, R.M., "Another Possible Source of Wage Stickiness," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 1, 1979, pp. 79~82.
20. Spanos, A., *Statistical Foundations of Econometric Modelling*,

Cambridge: Cambridge University Press, 1986.

21. Spark, R., "A Model of Involuntary Unemployment and Wage Rigidity: Worker Incentives and Threat of Dismissal," *Journal of Labor Economics*, Vol. 4, 1986, pp. 560~581.
22. Weisskopf, T.E., S. Bowles and M. Gordon, "Hearts and Minds: A Social Model of U.S. Productivity Growth," *Brookings Papers and Economic Activity*, Vol. 2, 1983, pp. 381~441.