

勞 動 經 濟 論 集
第18卷(1), 1995. 12. pp.129~145
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

勞動供給函數에서 際時的 代替의 理論과 實證*

- Intertemporal Substitution Theory and Evidence in
the Labor Supply Function -

최 창 곤 **

< 目 次 >

I. 序 論	III. 模型의 設定
II. 韓國勞動市場의 概略的 特徵	IV. 實證分析의 方法과 그 結果
	V. 結 論

I. 序 論

본고는 勞動供給의 際時的 代替(intertemporal substitution) 理論을¹⁾ 검토하고 현실경제의 자료를 이용하여 실증분석함을 목적으로 한다. 이 제시적 노동공급이론은 다른 경제를 대상으로 오랫동안 이론적 및 실증적으로 분석이나 검증이 이루어져 그 타당성이 평가되고, 현실정책의 입안이나 분석에 사용되어졌으나, 한국 경제의 노동시장의 분석에는 거의 적용되지 않았다. 노동시장의 분석에서 노동공급이론이 갖는 중요성에도 불구하고 실증분석에서는 거의 무시된 듯하다.²⁾ 특히, 최근에 이론의 발전 및 검증이 아주 급속하게 이루어지고 있는 실물경기변동이론이나 성장이론에서 이 이론의 중요성은 잘 나타난다. 예를

* 본 논문에 대해 좋은 논평을 준 노동경제학회의 익명의 논평자들에게 감사드린다..

** 전북대 경제학과 교수

1) 또는 期間別 代替로 표현이 되기도 한다.

2) 예를 들어 Lucas and Rapping(1969)은 노동공급함수는 신고전학파의 성장이론과 단기적 고용이론의 핵심이라고 강조하였다. 그는 소비나 투자 및 화폐수요함수 등에 대해서는 많은 연구가 진행되는 반면에 노동공급함수에 대한 연구가 진행되지 않았음을 지적하였다.

들어, 경기변동의 모습과 정도를 결정하는 중요한 한 因子가 노동공급의 際時的 代替彈力性的 符號와 그 크기이다. 즉 노동공급함수의 實質賃金이나 利子率에 대한 탄력성의 부호와 그 크기는 현실경제에서 보여지는 경기변동에서나, 이를 설명하기 위하여 설정되는 實物景氣變動模型이 그리는 경기변동에서 모두 중요한 역할을 한다. 이러한 중요성에 근거한 최근 연구의 예는 King et al.(1988), Hansen(1985), Rogerson and Rupert(1993), Cho and Cooley(1994) 등이 있다.³⁾

본고는 이러한 관점에서 韓國勞動市場의 움직임을 균형노동시장이론으로 설명할 수 있는지에 대한 가능성을 검토하기 위하여 노동공급함수의 계수를, 특히 노동공급의 제시적 대체탄력성—실질임금과 이자율에 대한 노동공급탄력성—을 추정함을 시도한다. 만일 노동공급함수의 모습과 탄력성의 크기가 우리가 기대하는 대로 추정이 되지 않는다면, 현실경제를 설명하거나 정책을 시행하는 데 우리가 사용하고 있는 이론을 적용하는 데 보다 신중을 기해야 할 것이다.⁴⁾ 예를 들어 최근 조하현(1991)은 均衡勞動市場理論을 내포하는 실물경기변동이론을 한국 경제에 적용하여 긍정적인 결과를 얻었음을 밝혔다.

노동공급함수의 推定을 하면서, 추정결과 어느 정도의 탄력성을 얻어내야 하는지에 대한 짐작을 할 수 있도록 하는 것이 노동시장의 두 변수들의 분산의 크기이다. 본고의 실증분석 결과, 인상적인 점은 한국노동시장에서는 두 변수, 실질임금과 노동량 중 전자의 분산이 후자의 것보다 크다는 점이다. 이 사실은 여러 가지 면에서 노동시장의 행태에 대한 분석에서 고려될 수 있겠지만, 본고와 관련되어서 시사하는 바는 勞動供給彈力性이 그다지 클 필요가 없다는 점이다. 이 이론이 비교적 많이 검증이 된 경제의 하나인 미국의 경우, 노동경제학자들에게 오랫동안 풀어야 할 수수께끼의 하나로 노동시장에서 관찰되어지는 “큰 폭의 고용 및 노동시간의 변동과 상대적으로 적은 폭의 실질임금의 변동”이다. 따라서 많은 노동경제학자들은 이러한 定型化된 事實을 뒷받침할 수 있는 노동공급곡선의 탄력성 값을 찾기 위해 연구를 계속해 왔다. 또 다른 문제는 노동시장을 분석하면서 노동공급 결정의 두 가지의 다른 측면에 대한 구분이다. 그 두 가지 측면은 Rogerson(1988), Hansen(1985) 등이 강조한 고용과 노동시간 결정을 말한다. 대부분의 연구와 마찬가지로 본 연구는 이 서로 다른 두 가지의 노동공급형태에 대하여 이론적 구분을 하지 않았다.⁵⁾

3) 특히 King et al.(1988)은 노동공급함수의 탄력성값이 변함에 따라 어떻게 경기변동의 모습이 달라지는지를 잘 논의하고 있다. Baxter and King(1993)은 노동공급함수의 탄력성의 크기는 재정정책의 변화에 대한 승수의 크기를 결정하는 데 매우 중요함을 보였다.

4) 예를 들어 최근 거론되고 있는 고용보험제의 실시에서 검토되어야 하는 것이 적정보험료율의 산정인데, 그러한 계산에서 필요한 것들 중의 하나가 노동공급함수의 탄력성값들이다.

5) 또는 外延的 調整(extensive margin), 內延的 調整(intensive margin)이라는 표현을 하기도 한다. Kennan(1988)은 노동공급에 있어서 外延적 조정의 의미가 그렇게 중요하지 않은 이유들을 들고 있는데, 그

본고의 분석 결과는 다음과 같다. 첫번째로, 노동공급조건을 규정짓는 비선형 최적화조건을 일반적률법(General Method of Moment: GMM)을 이용하여 추정한 결과 실질임금과 이자율에 대하여 勞動供給函數는 正의 탄력성을 가지고 있음을 밝혔다. 노동량을 추정하면서 무슨 변수를 사용하느냐에 따라 탄력성값은 다르지만, 전산업의 경우 그 값의 범위는 0.06에서 0.12로 나타났다. 분석 대상을 제조업으로 했을 때 그 값은 0.18(평균노동시간의 경우)로 조금 크게 나타났다.⁶⁾ 이러한 陽數의 탄력성값을 식별하였지만 다른 한편으로 연구 결과를 해석할 때 주의해야 할 점은 그 통계적 유의성이 대체로 낮다는 점이다. 또한 추정모형에 대한 과대식별제약(Overidentifying Restriction) 가설은 상당한 유의수준에서 기각되었다. 이 점은 추후 더욱 연구가 필요한 점이라 생각된다. 두번째로, 確實同等性(Certainty Equivalence)을 가정하고 비선형조건을 선형화한 후 추정한 결과에서는 이론에서 예측하는 正의 노동공급 탄력성을 추정하는 데 성공적이지 않았다. 대부분의 경우에 그 추정된 탄력성값들은 음수이거나 통계적 유의성은 아주 낮았다. 끝으로 1980년대를 전후에서 노동시장의 구조변환의 가능성을 전제하고 표본기간을 분해하여 분석해 보았으나 그 결과는 바뀌지 않았다.

이하에서 논문의 전개는 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 한국노동시장의 개략적 특징을 노동시장변수들의 2차 및 3차 적률들을 중심으로 알아본다. 제Ⅲ장에서는 노동공급의 모형을 설정을 하고, 노동자가 자신의 주어진 제약조건하에서 최적화 과정을 통해 노동공급 결정을 하는 과정을 기술한다. 그 결과 얻어지는 노동공급함수를 제Ⅳ장에서는 자료를 이용하여 계량분석한다. 이때 사용하는 자료는 분기별 시계열자료이다. 제Ⅴ장은 논문에 대한 간단한 맺음말을 포함한다.

Ⅱ. 韓國勞動市場의 概略的 特徵

제시적 노동공급이론을 논의하기 전에 분석의 대상인 한국노동시장에 대한 개괄적인

중의 하나는 노동시장의 변동 중 외연적 조정에 의한 변동이 다른 연구에서 주장하는 것처럼 그다지 크지 않은 경우가 많다는 것이다. 이하의 실증분석의 표에서 확인할 수 있는 것처럼 한국노동시장에서도 외연적 조정의 크기는 그다지 커 보이지 않는다.

- 6) 다른 연구에서의 결과와 비교하여 보면, 비실험적 자료(Nonexperimental Data)를 사용한 연구에서 Alogousfis(1987)는 1.0에 가까운 탄력성값을 얻었고, Kennan(1988)은 최고 5.30의 탄력성값을 추정하였다. 이에 비하여 실험적 자료(Experimental Data)를 대상으로 한 연구에서는 Ashenfelter(1978)와 Johnson and Pencavel(1984)은 각각 0.02, 0.17의 값을 얻었다.

(특히 시계열적) 특징을 요약하는 것이 좋을 것이다. 이 장의 이하에서 요약된 노동시장에 대한 실증적 사실들의 일부는 다른 몇몇 연구에서도 지적된 바 있다. 하지만 본 연구에서 사용할 자료가 갖는 모습을, 모형을 전제하지 않고 개괄적으로 이해하는 것은 의의가 있다고 생각된다.

1. 使用된 資料

사용된 자료는, 그 대상을 우선적으로 全産業과 製造業으로 하였고, 자료의 표본기간은 1971년 1월부터 1990년 1월까지의 분기별 자료이다. 자료는 한국노동연구원에서 발간한 KLIdb에서 추출하였다.賃金은 상용종업원 월평균 임금(WIND)을, 노동시간은 상용종업원 월평균 근로시간(HIND), 취업자수(EEP)를 사용하였다. 총노동시간은 평균노동시간과 취업자수를 곱하여(HIND*EEP) 사용하였다. 보다 다양한 노동시간 변수를 정의하기 위해 경제활동참가인구(EAP)와 15세 이상의 인구수(EP15)를 이용하였다(예, Alogoskoufis(1987) 참조). 제조업의 경우 그 코드는 각각 다음과 같다. 임금은 WMG, 노동시간은 HHMG, 취업자수는 EMG, 경제활동참가인구는 ENAP, 15세 이상 인구는 ENP15이다. 이자율은 일반예금 대출금리(BBCAAX)를 사용하였다. 실질임금과 이자율은 소비자물가지수를 사용하여 계산하였다. 자료처리에서 결정하여야 할 사항은 계절변동의 문제와 趨勢의 제거문제이다. Singleton(1988)은 계절변동이 된 자료를 이용하는 것이 일반적인 관례이나, 계절변동이 된 자료의 경우 노동시장의 실증적 특징이 정확하게 전달되지 않을 수가 있음을 지적하였다.⁷⁾ 그러한 주장을 참고하여 본고에서는 계절변동이 된 자료를 우선적으로 분석의 대상으로 하되, 계절변동이 되지 않은 자료도 사용하여 보았으나, 본 논문에는 정리하지 않고 필요한 부분에서 그 내용을 서술하였다. 추세 제거는, 노동시장의 2차 적률을 추정하면서도 일반적으로 사용되는 非確率的 線形趨勢(Deterministic linear trend)와 確率的 趨勢(Stochastic trend)의 두 경우를 전제하였다.⁸⁾ 노동공급함수의 추정에서는, 선형의 경우에는 선형추세변수를 추정방정식에 첨가하고, 비선형의 경우에는 추세 제거를 하지 않고 추정을 하였다.⁹⁾

7) 예를 들어 그는 계절변동이 된 자료를 사용하면, 임금에 대한 노동시간의 반응을 약화시키고, 따라서 제시적(기간별) 대체를 지나치게 강조하게 되거나, 또는 노동시간의 지속성(계열상관)을 과대 평가하게 된다고 하였다. 이러한 특징은 본고의 실증분석 결과에서도 나타남을 알 수 있다.

8) 한국 경제의 변동에서 단위근 존재 가능성에 관한 연구는 조하현(1993)이나 Choi(1993) 참조.

9) Singleton(1988)은 최적화 문제에서 도출된 비선형적인 Euler 방정식을 GMM(Generalized Method of Moment)을 이용하여 추정하는 경우 추세 제거를 하지 않은 자료를 적용하는 것이 바람직하다는 것을 지적하였다.

2. 勞動市場 資料의 時系列的 特徵

한국노동시장의 시계열적 특징은 다음과 같이 몇가지 점에서 인상적인데, 그 중 ① 총노동시간과 실질임금의 변동의 상대적 크기와 ② 총노동시간의 구성요소 중 평균노동시간과 고용노동자의 변동의 상대적 크기에 관한 것으로 국한해서 논의한다. 먼저 부록의 <부표 1>~<부표 4>에서 볼 수 있는 바와 같이 전산업에서나 제조업에서 총노동시간과 실질임금의 변동을 보면, 후자의 변동이 전자보다 훨씬 크다는 것을 알 수 있다. 이 결과는 비확률적 선형추세를 전제하거나, 확률적 추세를 전제하거나에 관계없이 얻을 수 있는 결론이다.¹⁰⁾ 총노동시간을 근로자 1인당 평균노동시간과 고용노동자의 수로 분해하여 보면, 고용노동자수의 변동이 평균노동시간의 변동보다 작음을—그 차이는 그다지 크지 않음—알 수 있다.¹¹⁾

이러한 결과는 다른 나라의 노동시장에서 보여지는 것과 비교하여 관심을 기울일 만하다. 예를 들어 미국의 경우 노동시장의 특징은, 총노동시간의 변동은 임금의 변동보다 훨씬 큰 것으로 나타나서 이 현상을 균형노동시장이론으로 설명하기 위하여 오랫동안 다양한 가설로서 설명을 시도하였다.¹²⁾ 또한 총노동시간의 변동 중 고용노동자의 변동이 평균노동시간의 변동보다 크다는 사실이 입증되어 있다.¹³⁾ 한국의 경우, 실질임금과 총노동시간의 변동에서 오히려 전자의 변동이 후자보다 훨씬 크다는 사실은 노동시장의 충격이 노동시장의 가격변수인 실질임금에 의해서 더욱 많은 부분이 조정되고 있다고 짐작할 수 있다. 한편, 총노동시간의 두 구성요소 중 노동시간의 변동이 고용노동자의 수보다 크다는 사실 또한 한국노동시장의 특징으로서 수요와 공급함수의 성격에 의하여 설명이 되어져야 할 부분이다. 이상의 분석내용은 추세의 제거방식에 관계없이 성립하는 사실이다. 노동시장의 또 다른 관심변수는 노동생산성의 변동이다. 생산성의 변동은 실질임금이나 총노동시간 등의 변동보다 대체로 작은 것으로 나타나고 있다.

10) 유일한 예외는 계절조정을 안한 전산업의 자료를 확률적 추세를 제거하였을 때로, 이때에는 그 반대의 결과가 나왔다. 다른 하나의 규칙성은 季節調整을 하였을 때 실질임금의 변동이 큰 것으로 나타난다는 점이다.

11) 이 경우 총노동시간의 구성요소들간에는 평균노동시간의 변동이 고용노동자의 변동보다 약 3배 정도 큼을 알 수 있다.

12) 5개국의 노동시장을 대상으로 분석한 Kennan(1988)은 미국과 캐나다에서만 고용변동이 실질임금의 변동보다 크고, 다른 국가들—영국, 일본, 덴마크—에서는 그 반대를 보였다고 밝혔다. 이와 관련해서 일본에서 실질임금의 변동이 고용의 변동보다 큰 이유를 Fukao and Otaki(1993)는 인적자본이론을 이용하여 설명을 시도하였다.

13) 이러한 사실에 기초하여 불가분적 노동공급(Indivisible Labor Supply)이론을 경기변동이론에 추가한 것이 Hansen(1985)이다.

노동시장변수들의 경기변동성을 보면, 전산업의 경우와 제조업의 경우 각각 그 반대의 결과가 나왔기 때문에 일관성 있는 결론을 내릴 수가 없음을 알 수 있다. 먼저 전산업을 대상으로 한 실증결과는 일반적인 예측과 정반대로 대부분의 노동시장변수들이 반경기적(counter-cyclical)이나 무경기적(noncyclical)인 것으로 나타났다. 이런 결과는 다양한 산업 부문들간에 경기의 흐름이 꼭 일치하지 않거나 또는 설사 그 방향들이 일치한다 하더라도 서로간에 시차가 있을 수 있음을 보인다.¹⁴⁾ 하지만 제조업의 경우 노동시장변수들은 분명히 순경기적(procyclical)임을 보여주고 있다. 실질임금과 총노동시간 중에서는 총노동시간이 훨씬 순경기적임을 보인다. 총노동시간의 구성요소들 중에는 그 차이는 크지 않지만, 노동자의 수가 노동시간보다 더욱 순경기적임을 보이고, 생산성은 분명하게 순경기적이다.¹⁵⁾

III. 模型의 設定

본장에서는 노동시장의 환경에 대해 선호와 기술구조 및 제약조건을 가지고 기술한다. 경제에는 同質的인, 無限히 生存하는 經濟主體가 무수히 많이 존재하고, 동질적인 한 가지의 財貨를 資本과 勞動을 이용하여 생산하고, 생산된 재화를 消費하거나 未來를 위하여 貯蓄한다. 이러한 제약조건하에서 효용을 극대화하려는 경제주체들은 매기의 의사결정을 하기 전에 발생하는 확률적 충격을 경험한다.¹⁶⁾ 먼저, 일생동안의 경제주체의 選好構造는 다음과 같은 動學的 效用函數로 요약이 된다.

$$V = \sum_{t=0}^{\infty} q^t U(C(t), Z(t)) \dots\dots\dots (1)$$

여기에서 C(t)와 Z(t)는 기간 t에서의 소비와 여가의 수준을 나타내고, (1/q)-1은 시간선택효율을 나타낸다. 따라서 노동자의 매기의 이용가능한 총시간을 Z*로 正規化한다면 노동

14) 본고에서는 자세하게 다루어지지 않았지만, 다른 가능성은 통계적 측정오차의 가능성이다. 이 점은 장차의 연구에서 다루어져야 할 주제라고 생각한다.
 15) 특히, 제철조정을 하지 않았을 때 경기변동성은 더욱 명확하게 드러남을 알 수 있었다. 노동시장의 변수 중 실질임금의 경기변동성을 측정하는 데의 어려움은 최근 Solon et al.(1994)에 의하여 합산편차(Composition bias)를 중심으로 다시 한번 논의되었다.
 16) 여기에서 確率的 衝擊은 選好 측면이 아닌 技術 측면에서 발생함을 의미한다. 하지만, 노동공급함수의 도출과 분석에는 生産函數를 明示的으로 도입할 필요가 없다.

공급은 $N(t)=Z^*-Z(t)$ 이다. 노동자의 豫算條件은 다음과 같다. 선호의 불록성은 효용함수가 소비와 여가에 대하여 $U_c, U_z > 0$ 이고 $U_{cc}, U_{zz} < 0$ 을 만족함을 의미한다(이하의 식에서 아래 첨자는 도함수를 나타낸다).

$$C(t) = N(t)W(t) + (1+R(t))A(t) - A(t+1) \dots\dots\dots (2)$$

여기에서 $A(t), W(t), R(t)$ 는 각각 자산, 실질임금, 실질이자율 등을 나타낸다.

이러한 효용함수를 가진 노동자의 효용극대화는 식 (2)의 제약하에 동태적 최적화 방법을 통하여 얻을 수 있다. 그 최적화의 1차조건은 다음과 같다.

$$U_z(C(t), Z(t))/U_c(C(t), Z(t)) = W(t) \dots\dots\dots (3)$$

$$qE(t)\{U_z(C(t+1), Z(t+1))/U_z(C(t), Z(t))\}=E(t)\{W(t+1)/[W(t)(1+R(t))]\} \dots\dots\dots (4)$$

조건 (3)은 현재시점에서 소비와 여가를 최적으로 선택하기 위한 靜態的 균형조건이고, (4)는 여가의 소비를 오늘(현재)과 내일(미래)을 연속적으로 고려하여 최적으로 선택한다면, 만족시켜야 할 動態的 균형조건이다. 조건 (4)에서 $E(t)$ 는 기대연산부호(Expectation Operator)이다. (3)과 (4)를 동시에 만족하는 여가, 따라서 매시점의 노동공급량의 결정들은 均衡經路(Equilibrium Path)가 된다. 보다 구체적으로 1 기간 동안의 효용함수는 다음과 같은 구조를 가진 것으로 가정한다.

$$U(C(t), N(t))=(1/\gamma)\{[C(t)^{(1+\alpha)}-1]/(1+\alpha)-[N(t)^{(1+\beta)}-1]/(1+\beta)\}^\gamma \dots\dots\dots (5)$$

(5)는 노동공급함수의 實證分析에서 자주 사용되는 일반적인 효용함수로서 이 함수의 특징은 다른 많은 연구에서 잘 설명되어 있다.¹⁷⁾ 이하의 분석에서는 실증분석대상의 균형조건 도출의 便宜를 위하여, 선호구조는 노동과 여가간에 분리적(Separable)이라고 전제한다(즉 $\gamma = 1$). 이 경우에는 실제적으로는 조건 (3)은 불필요한 조건이 된다. 즉 조건 (4)만을 이용하여 노동시장의 노동공급행태를 분석하는 데 필요한 방정식을 도출할 수 있다.¹⁸⁾ 效用函數의 오목성은 $-\alpha, \beta > 0$ 이어야 함을 의미하고, 이 효용함수에서 노동공급의 체시적 대

17) 예를 들어 Alogoskoufis(1987)나 Mankiw, Rotemberg and Summers(1985)를 참조.

18) 노동공급함수를 분석하는 데 필요한 이러한 균형조건을 이와 같이 간편하게 얻기 위하여 사용하는 다른 방법은 여가선택에서 실질임금의 소득효과가 없다고 가정할 수도 있다. 예를 들어 Kennan(1988), Greenwood, Hercowitz and Huffman(1988)를 참조.

체탄력성(Intertemporal Substitution Elasticity)은 $1/\beta$ 이다.

$$q\{E(t)[N(t+1)/N(t)]^\beta = E(t)\{W(t+1)/[W(t)(1+R(t))]\} \dots \dots \dots (6)$$

균형조건 (6)을 일반적률법(GMM)을 사용하여 추정을 할 수 있다(이 추정방법에 대해서는 Hansen(1982), Hansen and Sargent(1982)을 참조).

조건 (6)의 균형경로는 確實同等性(Certainty Equivalence)을 가정하고 다음과 같은 선형 방정식으로 표현이 될 수 있다.

$$n(t) = \phi_1 n(t+1) + \phi_2 w(t) + \phi_3 w(t+1) + \phi_4 R(t) + \phi_5 \dots \dots \dots (7)$$

여기에서 소문자는 자연대수값을 의미한다. 예를 들어, $n(t) = \ln(N(t))$. 이 균형조건의 계수들은 위의 효용함수의 구조에 의하여 다음과 같이 규정이 된다.

$$\phi_1 = 1, \phi_2 = (1/\beta) \phi_3 = -\phi_2, \phi_4 = \phi_2 \geq 0, \phi_5 = (1/\beta)\ln(q).$$

분석의 주요 관심계수는 ϕ_2 와 ϕ_4 로서 이들은 각각 노동공급의 실질임금과 실질이자율의 제시적 대체탄력성이다. 실증분석에서는 먼저 계수에 대한 제약을 주지 않고 (7)을 추정한 후 제약된 조건하에서의 추정을 실시한다.

IV. 實證分析의 方法과 그 結果

위에서 언급한 대로 두 가지의 노동공급조건 (6)과 (7)을 실증분석의 대상으로 삼는다. 먼저 사용할 道具變數(instrumental variables)들은 다음과 같다.¹⁹⁾ t-1期の 고용량, t期の 실질임금, t-1期の 실질임금, t-1期和 t-2期の 실질이자율 등이다.²⁰⁾

19) 이와 같이 최적화 과정에서 도출된 1차조건이나 Euler 방정식을 추정하는데 도구변수방법을 사용하는 것이 적절함은 여러 연구에서 설명이 되어졌다. 예를 들어 Mankiw 외 2인 (1985) 참조.

20) 도구변수의 선택은 상당히 임의적이거나 여기에서의 선택은 유사한 연구의 예를 따랐다. Rogerson and Rupert(1993)를 참조. Alogousfis(1987)에서 선택된 도구변수를 이용하여 실증분석을 하였으나 그 결과는 크게 바뀌지 않았었다. 선형모형의 실증에서는 추세변수를 모형내에 추가함으로써 도구변수에

1. 非線形 一般適率法에 의한 推定

먼저 전산업을 대상으로 노동자의 효용극대화조건 (6)을 실증분석한 결과를 보면(부표 5, 6 참조), 평균노동시간(부표에서 (1))과 고용률(부표 4, 5, 6의 경우)을 노동수량변수로 이용한 경우에는 노동공급함수의 제시적 대체탄력성, 즉 실질임금과 이자율에 대한 탄력성이 陽數의 값을 보이고 있음을 알 수 있다.²¹⁾ 평균노동시간의 경우 右上向하는 노동공급곡선을 전제한다면 그 탄력성의 값은 약 0.12로 나타났다. 노동공급량으로 고용률을 이용하였을 때 그 탄력성값은 각각 0.06, 0.08, 0.12로 나타났다. 제조업의 경우에는 평균노동시간에서만 탄력성값이 陽의 값을 보였다. 그 값은 0.18임을 알 수 있다. 이상에서 추정의 결과 노동공급함수의 관련 탄력성들 값이 부분적으로 이론에서 예측하는 대로 正의 값을 나타냈으나, 이 결과를 그대로 받아들이기에는 문제가 있다. 추정치의 P-값에서 알 수 있듯이 그 통계적 유의성은 아주 낮다는 점이다. 또한 전산업이나 제조업의 두 경우에서 過大識別制約(overidentifying restriction)假說은 유의한 수준에서 棄却이 된다는 점이다.²²⁾ 부표에 나타난 대로 χ^2 통계치의 P값이 모두 0에 가깝다. 이 점은 이상의 실증분석결과를 해석하면서 유념을 해야 할 내용이다. 統計的 有意性을 고려한다면 이론에서 요구하는 正의 탄력성을 자료에서 명확하게 識別(Identification)했다고 하는 것은 성급한 결론이다.²³⁾

2. 線形模型의 道具變數 推定

<부표 7>과 <부표 8>에 정리된 대로, 최적화조건인 선형근사형인 방정식 (7)의 실증분석 결과는 대체로 실망적이다. 추정방법은 먼저, (1)회귀방정식에 制約을 주지 않고 추정하고, (1)*첫번째 제약— $\phi_1=1, \phi_2 = -\phi_3$ —하에서 推定을 실시하고, (1)**두번째 制約— $\phi_1=1, \phi_2 = -\phi_3=\phi_4$ —하에서 추정을 실시하였다.²⁴⁾ 전산업과 제조업의 두 경우를 회귀방정식에 다

산출량(t-1)을 추가하였다.

21) 고용률을 계산한 방법은 부표에 나타나 있다.

22) Hansen(1982)은 GMM 추정에서 목적함수의 값이 일정한 자유도(방정식의 수×도구변수의수-계수의 수)를 가진 χ^2 분포를 가짐을 보였다.

23) 이러한 실증분석의 방법이 갖는 고전적인 식별 문제에 대한 논의는 많이 되어 왔다. 하지만 본고와 같은 노동공급에 대한 연구에서 하는 암묵적인 가정은 노동수요의 변화를 노동시장의 주요한 변화요인으로 전제함으로써 그러한 식별 문제를 해결한다. 이에 대해 Kennan(1988b)의 주장을 참고할 만하다. 그는 예를 들어 노동공급이 고정되어 있는 경우와 노동공급이 매우 미세하게 변동하는 경우와는 그 차이가 매우 크다는 것을 보였다.

24) 선형모형 추정의 경우, 연구의 비교를 위하여 이 제약조건들은 Alogoskoufis(1987)와 동일한 제약을 사용하였다.

양한 제약조건을 주어서 분석을 한 결과에서 통계적으로 유의하면서 이론에 부합하는 결과를 보여준 것은 소수에 불과하였다. 긍정적인 결과를 준 추정결과를 보면, 전산업을 대상으로 한 추정에서는 고용노동자의 수, 총노동시간과 두 개의 고용률에서(제약을 가하지 않았을 때) 勞動供給의 실질임금 탄력성이 陽의 값을 나타냈고, 다른 경우에는 陰의 값이거나, 아주 작은 값을 보였다. 이자율에 대한 노동공급 탄력성은 거의 모든 경우에 음으로 나타났다. 제조업의 경우에 正의 노동공급 탄력성을 4차례 정도 나타냈으나 그 값은 아주 작은 값—0.002에서 0.003—들이다. 이자율에 대한 제시적 탄력성 또한 몇 차례에 걸쳐서 正의 값을 보였으나, 그 값은 대부분 아주 작거나 유의성이 없고, 고용노동자의 수와 고용률((6)의 경우, 즉 總勞動時間과 經濟活動參加人口로 계산한 것)에서만 통계적으로 유의하고 큰 수치를 보였다. 이상에서 전반적으로 기대외의 결과를 보여주면서, 勞動供給函數의 추정에서 한 가지 특기할 만한 것은, 全産業의 경우에는 實質賃金에 대한 탄력성이, 製造業에 대해서는 실질이자율에 대한 탄력성이 보다 빈번하게 正의 값을 나타냈다는 점이다.

3. 勞動市場에서의 構造變化 可能性

이상에서 전표본기간을 대상으로 한 실증분석을 하였는데, 혹시 그 기간 동안 노동시장이 구조적인 변화를 경험했을 가능성을 전제하고 표본기간을 1982년을²⁵⁾ 기점으로 양분하여 실증분석을 하였으나 그 결과는 크게 변하지 않았다.

V. 結 論

본 논문에서는 韓國勞動市場에서 노동공급함수의 추정을 시도하였다. 그 결과는 노동공급의 際時的 代替假說이 한국노동시장에서 성립한다는 결론을 내리는 데 신중해야 한다는 것을 제시한다. 물론 이 가설의 타당성 여부에 대한 최종 결론을 내리기 전에 이러한 연구는 앞으로 보다 정밀한 계량경제적인 방법을 이용하여 더욱 진척되어야 할 것으로 보인다. 특히 자료의 수집·정리과정에서 측정오차가 발생할 수 있는 가능성을 고려하는 것도 한

25) 표본기간을 1982년을 기점으로 양분한 것은 이론적이나 실증적인 분석에 기초하지 않은 임의적인 분류이다. 구조의 변화나 그 시점에 대한 판단은 추후 보다 많은 연구에서 해야 할 일이라 보여진다. 예를 들어 한국노동시장의 구조전환점에 대한 이전의 연구는 Bae(1982)를 참조.

방법인 듯이 보인다. 만일 際時的 代替假說이 韓國勞動市場에 適當하지 않다는 결론을 얻게 된다면 그 결론은 단순히 노동시장에만 적용이 되는 것이 아니라, 노동시장의 제시적 대체를 기초로 하고 있는 다른 이론—예를 들어, 최근에 일반균형이론을 이용하여 급격하게 발전하고 있는 경기변동이나 성장이론 등……—에도 적용되어야 한다. 다시 말하면 그러한 이론들을 한국 경제에 적용하는 것이 適當하지 않을 수도 있다. 그와 동시에 한국노동시장의 흐름을 설명하고 豫測할 수 있는 새로운 이론의 개발을 필요로 한다.²⁶⁾

추후 연구에서 밝혀져야 할 것들이 많이 남았지만, 본고의 분석 결과 다음과 같은 사실들을 얻었다. ① 노동시장의 균형이론에서 도출되는 노동공급함수는 통계적 유의성에서 만족스럽지 않았지만 실질임금과 이자율에 대하여 正의 탄력성을 보였다. ② 작은 값의 노동공급탄력성 추정치를 받아들인다면, 이 사실은 고용노동량에 비하여 상대적으로 큰 임금의 변동이라는 사실과 부합한다. 본고에서 분석의 대상으로 삼은 것은 아니지만 다른 연구의 대상이 될 만한 사실은 왜 한국노동시장에서 노동량의 변동에서 노동시간의 변동이 고용노동자의 변동보다 크나 하는 점이다.

26) 예를 들어 분단노동시장가설은 한국노동시장의 실증분석에 종종 사용되어 왔다.

附錄: 實證分析結果 附表

<부표 1> 노동시장 주요변수들의 2차적률치(전산업)

노 동 시 간	주당노동시간	고용노동자수	총노동시간
	0.027(0.010)	0.009(0.009)	0.013(0.0131)
실 질 임 금 과 생 산 성	실 질 임 금	생 산 성	
	0.143(0.088)	0.040(0.042)	

주: ()는 확률적 추세의 제거 경우.

<부표 2> 노동시장변수들의 경기변동성(상관계수 : 전산업)

국 민 총 생 산	실질임금	노동시간	고용노동자수
	-0.188(-0.204)	-0.120(0.079)	0.022(-0.082)
국 민 총 생 산	총노동시간	생 산 성	
	-0.040(0.004)	0.943(0.947)	

주: ()는 확률적 추세의 제거 경우.

<부표 3> 노동시장 주요변수들의 2차적률치(제조업)

노 동 시 간	주당노동시간	고용노동자수	총노동시간
	0.011(0.011)	0.034(0.036)	0.036(0.038)
실 질 임 금 과 생 산 성	실 질 임 금	생 산 성	
	0.076(0.090)	0.042(0.047)	

주: ()는 확률적 추세의 제거 경우.

<부표 4> 노동시장변수들의 경기변동성(상관계수 : 전산업)

국 민 총 생 산	실질임금	노동시간	고용노동자수
	-0.092(0.022)	0.080(0.100)	0.104(0.146)
국 민 총 생 산	총노동시간	생 산 성	
	0.125(0.167)	0.508(0.588)	

주: ()는 확률적 추세의 제거 경우.

<부표 5> 전산업 노동공급곡선 탄력성의 추정(비선형)

	β	χ^2
(1)	8.553(0.842)	73.38(0.000)
(2)	-21.18(0.529)	68.86(0.000)
(3)	-45.40(0.100)	61.43(0.000)
(4)	16.47(0.676)	72.04(0.000)
(5)	11.82(0.666)	71.81(0.000)
(6)	7.921(0.837)	73.53(0.000)

주: (1)=평균노동시간, (2)=총노동자의 수, (3)=총노동시간[=(1)*(2)], (4)={(2)/15세 이상의 인구}, (5)={(3)/15세 이상의 인구} (6)={(3)/경제활동참가 인구}.
()은 유의수준.

<부표 6> 제조업 노동공급곡선 탄력성의 추정(비선형)

	β	χ^2
(1)	5.603(0.930)	73.65(0.000)
(2)	-12.63(0.125)	65.25(0.000)
(3)	-14.58(0.100)	63.34(0.000)
(4)	-3.551(0.654)	72.82(0.000)
(5)	-2.620(0.727)	73.18(0.000)
(6)	-1.948(0.753)	73.40(0.000)

주: (1)=평균노동시간, (2)=총노동자의 수, (3)=총노동시간[=(1)*(2)], (4)={(2)/15세 이상의 인구}, (5)={(3)/15세 이상의 인구} (6)={(3)/경제활동참가 인구}.
()은 유의수준.

<부표 7> 전산업 노동공급곡선 탄력성의 추정(선형)

	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4
(1)	1.180(0.004) R ² =0.71	-0.011(0.800) DW=2.04, SE=0.01	-0.097(0.650)	0.002(0.539)
(1)*	1.00 R ² =0.84	-0.003(0.133) DW=2.02, SE=0.01	0.003(0.133)	0.000(0.842)
(1)**	1.00 R ² =0.85	0.0001(0.892) DW=2.03, SE=0.01	-0.0001(0.892)	0.0001(0.892)
(2)	0.855(0.000) R ² =0.99	0.012(0.775) DW=1.92, SE=0.008	-0.031(0.650)	0.001(0.395)
(2)*	1.00 R ² =0.98	0.002(0.539) DW=2.16, SE=0.08	-0.002(0.539)	0.000(0.320)
(2)**	1.00 R ² =0.98	0.0003(0.366) DW=2.18, SE=0.009	-0.0003(0.366)	0.0003(0.366)
(3)	0.821(0.449) R ² =0.97	0.019(0.686) DW=1.89, SE=0.01	-0.093(0.492)	0.001(0.433)
(3)*	1.00 R ² =0.98	0.0001(0.984) DW=1.99, SE=0.01	-0.0001(0.984)	0.000(0.398)
(3)**	1.00 R ² =0.98	0.0004(0.389) DW=1.99, SE=0.01	-0.0004(0.389)	0.0004(0.389)
(4)	1.079(0.000) R ² =0.89	0.067(0.848) DW=2.00, SE=0.01	-0.103(0.815)	0.001(0.814)
(4)*	1.00 R ² =0.90	-0.062(0.634) DW=1.99, SE=0.01	0.062(0.634)	0.000(0.701)
(4)**	1.00 R ² =0.93	-0.000(0.634) DW=2.28, SE=0.01	0.000(0.931)	0.000(0.931)
(5)	0.899(0.150) R ² =0.85	0.023(0.682) DW=2.01, SE=0.01	-0.094(0.475)	0.001(0.62)
(5)	1.00 R ² =0.86	0.000(0.929) DW=2.12, SE=0.01	0.000(0.929)	0.000(0.746)
(5)**	1.00 R ² =0.86	0.000(0.727) DW=2.12, SE=0.01	0.000(0.727)	0.000(0.727)
(6)	1.120(0.000) R ² =0.73	-0.011(0.737) DW=2.03, SE=0.01	-0.086(0.406)	0.002(0.225)
(6)*	1.00 R ² =0.82	-0.032(0.156) DW=2.00, SE=0.01	0.031(0.16)	0.000(0.667)
(6)**	1.00 R ² =0.83	0.000(0.698) DW=2.02, SE=0.01	0.000(0.698)	0.000(0.698)

주: (1)=평균노동시간, (2)=총노동자의 수, (3)=총노동시간=[(1)*(2)], (4)={(2)/15세 이상의 인구}, (5)={(3)/15세 이상의 인구} (6)={(3)/경제활동참가인구}.

()은 유의수준.

*는 제약[$\phi_1=1, \phi_2 = -\phi_3$]하의 회귀분석을 나타내고, **는 제약[$\phi_1=1, \phi_2 = -\phi_3-\phi_4$]하의 회귀분석을 나타냄.

<부표 8> 제조업 노동공급곡선 탄력성의 추정(선형)

	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4
(1)	1.008(0.000) R ² =0.85	-0.002(0.965) DW=2.01, SE=0.011	0.002(0.987)	0.0000(0.955)
(1)*	1.00 R ² =0.85	-0.000(0.886) DW=2.23, SE=0.011	0.000(0.886)	0.0000(0.804)
(1)**	1.00 R ² =0.86	-0.0001(0.803) DW=2.22, SE=0.011	0.0001(0.803)	-0.0001(0.803)
(2)	0.950(0.001) R ² =0.97	-0.325(0.551) DW=2.02, SE=0.040	0.321(0.688)	0.003(0.584)
(2)*	1.00 R ² =0.98	-0.262(0.035) DW=2.28, SE=0.03	0.262(0.035)	0.0002(0.039)
(2)**	1.00 R ² =0.98	0.0003(0.007) DW=2.22, SE=0.034	-0.003(0.007)	0.003(0.007)
(3)	0.936(0.136) R ² =0.97	-0.304(0.805) DW=2.02, SE=0.04	0.367(0.870)	0.002(0.901)
(3)*	1.00 R ² =0.98	-0.201(0.051) DW=2.18, SE=0.03	0.201(0.051)	0.002(0.041)
(3)**	1.00 R ² =0.978	0.003(0.022) DW=2.12, SE=0.03	-0.003(0.022)	0.003(0.022)
(4)	1.123(0.000) R ² =0.78	0.178(0.310) DW=1.99, SE=0.04	0.170(0.682)	0.002(0.745)
(4)*	1.00 R ² =0.83	-0.112(0.404) DW=2.13, SE=0.03	0.112(0.404)	0.003(0.039)
(4)**	1.00 R ² =0.83	0.003(0.025) DW=2.14, SE=0.03	-0.003(0.025)	0.003(0.025)
(5)	0.242(0.782) R ² =0.07	0.121(0.760) DW=2.20, SE=0.08	0.210(0.668)	-0.054(0.578)
(5)	1.00 R ² =0.30	-0.052(0.658) DW=0.71, SE=0.07	0.052(0.658)	-0.016(0.710)
(5)**	1.00 R ² =0.21	-0.025(0.448) DW=0.49, SE=0.10	0.025(0.448)	-0.025(0.448)
(6)	1.854(0.000) R ² =0.73	-0.154(0.160) DW=1.92, SE=0.04	-0.385(0.444)	0.013(0.156)
(6)*	1.00 R ² =0.76	-0.165(0.062) DW=1.98, SE=0.04	0.165(0.062)	0.003(0.174)
(6)**	1.00 R ² =0.77	0.003(0.163) DW=1.95, SE=0.04	-0.003(0.163)	0.003(0.163)

주: (1)=평균노동시간, (2)=총노동자의 수, (3)=총노동시간=[(1)*(2)], (4)={(2)/15세 이상의 인구}, (5)={(3)/15세 이상의 인구} (6)={(3)/경제활동참가인구}.

()은 유의수준.

*는 제약[$\phi_1=1, \phi_2 = -\phi_3$]하의 회귀분석을 나타내고, **는 제약[$\phi_1=1, \phi_2 = -\phi_3=\phi_4$]하의 회귀분석을 나타냄.

參考文獻

- 조하현, 「우리나라 경기변동현상의 특성과 연구과제: Hodrick-Prescott 필터에 의한 분석」, 『경제학연구』, 제39집 제2호, 1991, 12.
- ., 「우리나라 경제충격의 장기적 지속성에 관한 연구」, 『한국국제경제학회 32차 학술발표회 논문집』, 1993, 12.
- Alogoskoufis, G.S., "On Intertemporal Substitution and Aggregate Labor Supply," *Journal of Political Economy*, vol. 95, no.5 1987.
- Ashenfelter, O, "Unemployment as a Constraint on Labour Market Behaviour," in Artis, M.J. and Nobay, A. R. eds., *Contemporary Economic Analysis*, 1978.
- Bae, Moo-Ki, "The Turning Point in the Korean Economy," *Developing Economies*, June 1982
- Baxter, M and King, R. G., "Fiscal Policy in General Equilibrium," *American Economic Review*, Vol.83 No.3, 1993.
- Cho, J.K. and Cooley, T.F., "Employment and Hours over the Business Cycle," *Journal of Economic Dynamics and Control* 18, 1994.
- Choi, In, "Univariate Properties of the Korean Economic Time Series," *Korean Economic Review*, Vol9, No.1.2, 1993 Winter.
- Fukao, K. and Otaki, M., "Accumulation of Human Capital and the Business Cycle," *Journal of Political Economy*, 1993, Vol. 101, no.1.
- Greenwood, J., Hercowitz, Z. and Huffman, G., "Investment, Capacity Utilization, and the Real Business Cycle," *American Economic Review*, June 1988, 78, 402-417.
- Hansen, G., "Indivisible Labor and Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, 16, 1985.
- Hansen, L.P., "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica*, 50, 1982.
- Hansen, L.P. and Singleton, K.J., "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica*, 50, 1982.

- Johnson, T.R. and John Pencavel, "Forecasting the Effects of a Negative Income Tax Program," *Industrial and Labor Relation Review*, 35, 1982.
- Kennan, J., "An Econometric Anaysis of Labor Supply and Labor Demand," *Econometrica*, 1988a
- Kennan, J., "Equilibrium Interpretations of Employment and Real Wage Fluctuations," *NBER Macroeconomics Annual*, 1988b. 157~216.
- King, R.G., Plosser, C.I. and Rebelo, S.T., "Production, Growth and Business Cycles. The Basic Neoclassical Model," *Journal of Monetary Economics*, 21, 1988.
- Lucas, R.E. Jr. and Rapping, L.A., "Real Wages, Employment and Inflation," *Journal of Political Economy*, 77 1969.
- Mankiw, N.G., Rotemberg, J.J. and Summers, L.H., "Intertemporal Substitution in Macroeconomics," *Quarterly Journal of Economics*, 100, 1985.
- Rogerson, R., "Indivisible Labor, Lotteries and Equilibrium," *Journal of Monetary Economics*, 21, 1988.
- Rogerson, R. and Rupert, P., "Intertemporal Substitution Theory of Labor Supply," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17, 1993.
- Singleton, K.J., "Econometric Issues In the 'Analysis of Equilibrium Business Cycle Model,'" *Journal of Monetary Economics*, 21, 1988.
- Solon, G., Barsky, R. and Parker, J.A., "Measuring the Cyclicity of Real Wages : How Important is Composition Bias?," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. CIX, no.1.