

勞動力의 部門間 移動理論에 관한 통제적 검증*

李 貞 煥

<目 次>

- I. 序 論
- II. 두가지 假說에 대한 검증방법
- III. 統計의 검증결과
- IV. 賃金差, 就業機會, 勞動力移動의 연관관계
- V. 要約 및 結論
- 參考文獻

I. 序 論

勞動力移動에는 크게 두가지 假說이 제시되어 있다. 그 첫번째는 Hicks에 의하여 제시된 이른바 「賃金差假說」로서 勞動力移動은 部門間的 賃金隔差에 의하여 유발된다는 것이다(Hicks, p. 76). 이 가설은 다른 모든 生産要素와 마찬가지로 勞動力도 價格理論이 제시하는 바에 따라 그 價格(곧 賃金)이 낮은 곳에서 높은 곳으로 移動하고 그에 따라 賃金은 均等化하는 方向으로 움직이게 된다는 것이다.¹⁾

이와같은 假說은 그후 勞動力은 就業機會가 많은 部門으로 移動한다는 이른바 「就業機會假說」에 의하여 강한 도전을 받았다. 즉 레이놀즈 등은 다수의 면접조사 결과를 근거로(Reynolds, p. 242), 그리고 술츠는 1920年代 전반 美國에서 農業—非農業間的 勞動力移動이 農業部門의 交易條件에 관계없이 工業部門의 雇傭사정에 따라 변화하였다는 경험적 사실로부터 「賃金差假說」을 부인하고 「就業機會假說」을 주장하였다(梅村, pp. 200~202). 즉, 勞動力은 賃金과는 관계없이 就業機會가 많은

* 이 論文은 韓國經濟學會 學術發表大會(1988年)에서 발표되었던 것을 수정 보완한 것이다. 여러가지 유익한 코멘트를 하여주신 논평자에게 감사드린다. 아울러 이 연구에 필요한 모든 전산작업을 도맡아 준 權泰進(韓國農村經濟研究院)씨에게 감사한다.

1) 토다로는 賃金差에 확률개념을 도입하여 임금차가설을 확장하였다(Todaro).

力의年間賃金은農業에 종사하는勞動力 한 사람이 일년간에 자기의勞動代價로獲得할 수 있는金額으로評價되어야 할 것이므로農業就業者의限界價值生産額이 적절하다고 생각된다. 그런데農業就業者의限界價值生産額은 모든生産活動과 거래가完了된年度末에 관정되므로 다음해에 비로소勞動力移動에 실제적인 영향을 나타내게 될것이다. 따라서賃金差假說模型(1)에前期의限界價值生産額(WA_{t-1})이 도입되었다.

2. 聯立方程式 模型에 의한 검증방법

模型(1)에서는非農業部門賃金 WN_t 가外生變數로 취급되었으나 앞에서도 언급된 바와같이非農業賃金 WN_t 는農業-非農業間의勞動力移動量 M_t 의 크기에 따라 변화될 것이다. 따라서 WN_t 와 M_t 가 상호영향하면서 동시에 결정되도록 하는聯立方程式體系가定式化되어야만賃金差假說에 대한不偏검증이 가능할 것이다. 그런데非農業賃金 WN_t 는非農業部門의勞動力需給函數 및均衡條件이 각각定式化되어야만 결정될 수 있다.

먼저非農業部門勞動力需要函數를 다음과 같이定式化하였다.

$$DN_t^* = \beta_0^* + \beta_1^* WN_t + \beta_2^* YN_t + \beta_3^* I_t \dots\dots\dots (3)$$

단, DN_t 는非農業部門勞動力需要量, YN_t 는非農業部門總生産額, I_t 는資本의使用者價格(user cost)을 나타낸다.企業은賃金-資本價格比率에 따라 즉각적으로勞動-資本比率를 조정할 수 없으므로 실제雇傭量은(3)에 의하여 결정되는最適需要量에 근접해 가는部分調整(partial adjustment)과정을 따르게 될 것이다. 따라서(3)은 다음과 같이 변화된다.²⁾

$$DN_t = \beta_0 + \beta_1 WN_t + \beta_2 YN_t + \beta_3 I_t + \beta_4 DN_{t-1} \dots\dots\dots (4)$$

단, $\beta_i = \delta \beta_i^*$ ($i=0, 1, 2, 3$), $\beta_4 = 1 - \delta$. 여기서 δ 는部分調整係數를 나타낸다.

한편,非農業部門의勞動力供給은自然增加와農業部門으로부터移動해 오는勞動力 M_t 에 의하여 결정된다.

$$SN_t \equiv LN_{t-1}(1 + g_t) + M_t \dots\dots\dots (5)$$

단, g_t 는勞動力의自然增加率을 나타낸다.

그런데非農業部門의生産(YN_t)은非農業部門雇傭量(LN_t)에 의하여 결정되므로 YN_t 와 DN_t 는 상호영향을 주고 받으면서同時に 결정된다. 따라서 YN_t 가內生化 되도록 다음과 같은非農業部門生産函數를定式化한다.

$$YN_t = \alpha_0 + \alpha_1 LN_t + \alpha_2 KN_t \dots\dots\dots (6)$$

2) $DN_t - DN_{t-1} = \delta(DN_t^* - DN_{t-1})$ 에(3)식을 대입하여 정돈한다.

勞動力이 현재의 就業條件을 전혀 고려하지 아니하고 轉職을 결정한다는 것을 의미하거나, 현재 많은 勞動力이 失職狀態에 있기 때문에 勞動力供給이 무한 탄력적임을 의미하게 된다. 현재의 就業條件을 전혀 고려하지 아니하고 轉職이 이루어진다는 것은 있을 수 없는 것이므로 就業機會假說은 결국 勞動力供給이 무한 탄력적인 상황을 염두에 두고 있다고 보아야 할 것이다(Mazek and Chang). 그런 의미에서 就業機會假說에 대한 검증은 韓國에서 勞動力供給이 무한 탄력적이었는가에 대한 통계적 검증을 겸하게 된다고 해석할 수 있다.

끝으로 本稿에서는 就業狀態를 기준으로 하는 農業—非農業部門間的 勞動力移動을 대상으로 하고 있음에 유의하여야 할 것이다. 따라서 家口를 기준으로 하는 農家人口의 移動(李貞煥, 1985), 혹은 地域을 기준으로 하는 農村人口의 移動과는 구별되어야 할 것이다.

II. 두가지 假說에 대한 검증방법

1. 單一方程式 模型에 의한 검증방법

1965년에서부터 1985년 사이에 韓國에서 나타난 部門間的 勞動力移動 실적을 이용하여 서론에서 언급한 두가지 가설을 각각 검증하려고 한다.

먼저 다음과 같은 두개의 勞動力移動 모형을 설정하고 OLS 방법에 의하여 파라메타를 추계한후 t -값과 결정계수를 비교한다. 식(1)은 賃金差假說에 입각하여 定式화된 것이고, (2)는 就業機會假說에 입각하여 定式화된 것이다.

$$M_t = \gamma_0 + \gamma_1(WN_t - WA_{t-1}) + \gamma_2 R_{t-1} + \gamma_3 D_t \dots\dots\dots (1)$$

$$M_t = \nu_0 + \nu_1(DN_t - DN_{t-1}) + \nu_2 R_{t-1} + \nu_3 D_t \dots\dots\dots (2)$$

여기서 M_t 는 勞動力移動量, DN_t 는 非農業部門 勞動力需要, WN_t 는 非農業部門 賃金(年間基準), WA_{t-1} 은 農業部門 勞動力의 潛在賃金(연간기준)을 나타낸다. R_{t-1} 은 總勞動力에 대한 農業勞動力比率로써 農業勞動力의 규모가 감소함에 따라 勞動力移動量이 감소하게 되는 규모요인을 고려하기 위하여 도입된 것이다(Mundlak). D_t 은 1969~76년 사이에는 1이고 기타 년도에서는 0인 더미변수이다. 이 더미변수는 1969~76년 사이에 重農政策이 강조되고 새마을운동이 추진되어 農業部門就業이 자극되었을 것이라는 가설에 따라 도입되었다.

農業勞動力의 潛在賃金에 대해서는 좀더 상세한 설명이 必要할 것으로 생각된다. 農業勞動力은 대부분이 自家勞動力이고, 雇傭勞動力이라고 하더라도 그 대부분은 自家雇傭狀態에 있는 勞動力이 일시적으로 農家間에 거래된 것이다. 따라서 農業勞動

곳으로 移動한다는 것이다.

그 이후 就業機會假說은 볼트와 스타인이 因果關係를 역전시켜 就業機會 增加에 의하여 勞動力移動이 유발되는 것이 아니라 勞動力移動에 의하여 雇傭增加가 유발된다는 「雇傭誘發假說」을 제시함으로써 「닭이 먼저냐? 달걀이 먼저냐?」(Chicken or Egg?)는 논란으로 발전하였다(Borts and Stein). 이 논쟁에 대하여 무스는 雇傭增加와 勞動力移動은 상호 영향을 주고 받으면서 동시에 결정된다는 사실을 지적하고 雇傭增加函數와 勞動力移動函數를 연립방정식체계로 定式化하는 방법에 의하여 두가지 상반되는 듯이 보이는 假說을 통합하였다(Muth).

「就業機會假說」을 둘러싼 이와 같은 논쟁은 이 假說에 대한 統計的 검증에서 就業機會를 나타내는 資料가 없기 때문에 就業機會가 많이 증가할수록 雇傭이 增加할 것이라는 가정 아래 就業機會增加를 雇傭增加量으로 대체시킨데서 비롯된 것이다. 「就業機會假說」에서 就業機會變化를 실제 雇傭量變化로 대체시키면 결국 農業—非農業部門間的 勞動力移動은 非農業部門의 雇傭量變化에 의하여 결정되게 된다. 한편 非農業部門의 雇傭量變化는 勞動力의 需要와 供給에 의하여 결정되고, 勞動力供給은 勞動力移動量에 직접적인 영향을 받는다(雇傭誘發假說은 이 관계에 주목한 것이다). 결국 勞動力移動과 雇傭量變化는 상호 영향을 주면서 동시에 결정될 수밖에 없게 된다. 따라서 就業機會變化를 雇傭量變化로 代替하는 한 이와 같은 동시 결정 관계를 반영하는 聯立方程式 模型에 의한 접근이 불가피해 진다.

이와같은 因果關係上的 問題點은 賃金差假說에서도 마찬가지로 제기된다. 즉 勞動力의 移動이 部門間的 賃金差에 의하여 誘發되는 동시에 勞動力移動에 의하여 部門間的 賃金隔差가 변동하게 된다. 가령 農業部門에서 非農業部門으로 勞動力移動이 많아지면 그만큼 非農業部門 勞動市場의 供給曲線이 右向移動하므로 非農業部門의 賃金は 하락하고 賃金差는 축소될 것이다(Greenwood, p. 412).

이상의 검토를 통하여 도출할 수 있는 結論은 賃金差假說이나 就業機會假說 모두 상호 영향을 주는 因果關係를 반영할 수 있는 聯立方程式 體系에 의하여 검증되어야 한다는 것이다. 本稿는 두가지 假說을 각각 聯立方程式 體系로 定式化한후, 1965년부터 1985년 사이에 韓國에서 진행된 農業—非農業部門間的 勞動力移動 실적을 이모형에 적용하여 두가지 假說을 통계적으로 검증하고 그 移動의 메카니즘을 해명하려는 것이다.

여기서 한가지 지적하여 둘 것은 就業機會假說에 의하면 勞動力의 農業—非農業部門間 移動이 非農業部門의 就業機會增加에 따라 결정되므로 결국 農業部門의 條件과 아무런 관계없이 결정된다는 것을 의미하게 된다는 것이다. 이것은 轉職하는

非農業部門의 雇傭量(LN_t)과 賃金(WN_t)은 非農業部門의 勞動力 需給均衡條件으로부터 결정된다.

$$DN_t = SN_t \dots\dots\dots (7)$$

$$LN_t = DN_t \dots\dots\dots (8)$$

결국 賃金差假說은 (1), (4), (5), (6), (7), (8) 등 6個式으로 구성된 聯立方程式 模型에 의하여 검증될 수 있다.

한편 就業機會假說은 무스에 의하여 전개된 바와같이 DN_t 와 M_t 는 상호영향을 주고 받으면서 同時に 결정되므로 (2), (4), (5), (6), (7), (8) 등 6개 方程式으로 定式化된다.

Ⅲ. 統計的 검증 결과

1. 資 料

農業—非農業間의 勞動力 移動量(M_t)은 勞動力의 部門間移動을 어떻게 정의하는가에 따라 달라진다. 기존의 農業勞動力이 非農業部門으로 轉職하는 것만을 勞動力移動으로 정의하는 방법이 가장 직관적인 合理性을 갖는 것으로 보인다. 그러나 그와 같이 정의하면 新規勞動力이 대상에서 제외되고, 따라서 勞動力移動과 部門別總勞動力需給을 연결시켜 分析할 수 없다.

本稿에서는 기존 勞動力이 部門間에 이동하는 것 뿐만 아니라 新規勞動力이 部門間에 移動하는 것까지를 포함시키기 위하여 新規勞動力의 部門間 移動을 다음과 같이 정의하였다. 즉 新規勞動力의 部門間 配分이 기존 勞動力의 部門間 配分比率과 차이가 나는 部分만큼을 新規勞動力의 部門間 移動이라고 정의하였다. 이와같이 정의하면 기존 勞動力과 新規勞動力이 모두 部門間에 移動하지 아니하였다는 것은 곧 그 經濟가 일종의 均濟狀態(steady state)에 있어서 就業構造에 아무 변화가 없다는 것을 의미한다.³⁾

이상과 같은 정의에 따라 農業—非農業部門間의 勞動力移動量은 다음식에 經濟企劃院의 『經濟活動 人口 年報』資料를 적용하여 산출하였다.

$$M_t = LN_t - LN_{t-1} (1 + g_t) \dots\dots\dots (9)$$

非農業生産(YN_t)은 韓國銀行의 『國民所得計定』資料를 이용하여 산출한 1980年不變 非農林業 GDP를 이용하였다. 非農業部門 資本(KN_t)은 『國民所得計定』의 固

3) 部門間에 勞動力이 移動할 아무런 要因이 존재하지 아니한다면, 新規勞動力은 기존 勞動力의 部門別 配分率과 同一한 比率로 配分될 것이다.

〈表 3〉勞動力 移動 模型의 3-SLS推定結果

	YN_t	DN_t	$M_t^{(2)}$
YN_t	—	0.2469**(4.09)	—
LN_t	3.3063**(13.14)	—	—
KN_t	2.0199**(4.23)	—	—
WN_t	—	-2.6551* (1.99)	1.9134**(5.26)
LN_{t-1}	—	0.4814* (2.61)	—
WA_{t-1}	—	—	1.9134**(5.26)
R_{t-1}	—	—	90.4911**(5.05)
D_t	—	—	-116.3288* (2.84)
상 수	-7338.96**(8.17)	2611.90**(4.46)	-9634.85**(4.92)

註: 1) ()안 숫자는 t -값을 나타낸다.

2) 편의상 DDW_t 를 WN_t 와 WA_{t-1} 로 分離하여 제시하였다.

한편 賃金差假說과 就業機會假說을 통합하여 賃金差變數(DDW_t)와 非農業部門 雇傭增加變數(DDN_t)를 모두 통합시킨 模型Ⅲ의 推計結果도 決定係數와 파라메타 推定值의 統計的 有意성이 모두 낮은 것으로 나타났고, 특히 DDN_t 의 係數는 부호 조건을 만족시키지 못하는 것으로 나타났다.

이상의 檢證결과 韓國에서 1965년에서 1985년 사이에 나타난 農業—非農業部門間의 勞動力移動은 두 部門사이의 賃金差에 의하여 유발된 것이라고 結論지을 수 있다. 同時에 이 結果는 序論부분에서 언급한 바와같이 1965~1985년 사이에 韓國에서 的 勞動力 供給이 무한 탄력적이지 아니하였다는 것을 간접적으로 證명하는 것이다.

賃金差假說이 수용되었으므로 식 (1), (4), (5), (6), (7), (8)에 3-SLS방법을 적용하여 勞動力移動模型의 파라메타를 최종적으로 확정한 결과는 〈表 3〉과 같다. 모든 추정치의 통계적 有意성이 높고, 특히 賃金差變數 파라메타에 대한 추정치의 크기가 OLS, 2-SLS, 3-SLS순으로 점차 커지고 통계적 有意성도 점점 높아졌다는 것은 주목할 만하다.

Ⅳ. 賃金差, 就業機會, 勞動力移動의 연관관계

統計的 檢증을 통하여 1965~1985년 사이에 韓國에서 進행된 農業—非農業部門間의 勞動力移動은 두 部門사이의 賃金差에 의하여 유발된 것이라는 結論을 도출하였다. 그러나 이와같은 統計的 檢證결과가 農業—非農業部門間의 勞動力 移動이 非農業部門의 勞動力 需要 增加와는 무관하게 進행되었다는 것을 의미하는 것은 아니다. 賃金差假說을 圖型으로 模型化하여 賃金差, 就業機會, 그리고 勞動力 移動이

(2). 聯立方程式模型 推定結果

式 (1), (4), (5), (6), (7), (8)을 하나의 체계로 하는 賃金差假說 模型과 式 (2), (4), (5), (6), (7), (8)을 하나의 체계로 하는 就業機會假說 模型을 2-SLS (two-stage least squares)방법에 의하여 추정한 결과중 勞動力 移動函數(M_t)에 대한 結果만을 제시하면 <表 2>와 같다. 이때 非農業部門 勞動力 需要函數에서 資本의 使用者費用 I_t 는 부호조건이 맞지 않으므로 제외하였음에 유의하기 바란다.

<表 2>는 앞서의 단일방정식에 의한 결과와 전혀 상반되는 결과를 보여주고 있다. 模型 II-2는 模型 I 보다 決定係數도 현저히 낮고 非農業部門의 就業機會增加量을 나타내는 變數 DDN_t 의 파라메타에 대한 통계적 유의성도 인정되지 않았다. 그러면 單一方程式 推計結果에서는 模型 II-2의 決定係數가 월등히 높게 나타났는가? 그것은 식(9)를 (10)과 같이 조금 변형하면 알 수 있는 바와같이 非農業部門의 雇傭增加量(DDN_t)은 自然增加量($DN_{t-1} g_t$)과 勞動力移動量(M_t)의 합과 같아지기 때문이다.

$$LN_t - LN_{t-1} = LN_{t-1} g_t + M_t \dots\dots\dots(10)$$

이같은 사실은 單一方程式 推計結果에서 DDN_t 파라메타 추정치가 M_t/DDN_t 의 1965~85년 사이의 平均值 0.514와 거의 일치한다는 결과에 의하여 잘 뒷받침되고 있다.

DDN_t 와 M_t 사이의 상관관계는 DDN_t 중에서 M_t 의 비중이 높을수록 높아질 것이다. 經濟發展初期일수록 就業機會假說이 잘 맞다는 研究結果(Ohkawa)는 단지 經濟發展初期 단계일수록 農業勞動力 比重이 높고 따라서 DDN_t 의 대부분이 M_t 에 의하여 충당되는데서 나타난 현상일 가능성이 높다.

요컨대 M_t 를 DDN_t 와 回歸시킬때 決定係數와 계측치의 통계적 유의성이 높게 나타나는 것은 DDN_t 의 內生性이 무시된데서 비롯된 聯立方程式 偏倚現象(simultaneous bias)이라고 생각된다.

<表 2> 2-SLS에 의한 勞動力 移動函數 推計結果

	模 型 I	模 型 II-2	模 型 III
상 수	-4245.04* (3.13)	175.75* (2.50)	-5285.78 (1.92)
$DDW_t^{2)}$	1.4662**(3.41)		1.8255 (1.98)
R_{t-1}	69.3345* (3.271)		86.4111 (1.94)
D	153.4630 (2.95)	-135.1951**(3.03)	-169.0130 (2.35)
$DDN_t^{3)}$		0.2066 (1.36)	-0.1578 (0.47)
\bar{R}_2	0.57	0.46	0.36

註: 1) ()안 숫자는 t-값을 나타냄.

2) $DDW_t = WN_t - WN_{t-1}$

3) $DDN_t = LN_t - LN_{t-1}$

定資本 소모충당금(1980年 不變價格)에서 農業部門의 固定資本 소모충당금 추계액(李貞煥 등, 1987)을 차감하여 산출하였다. 非農業部門賃金 WN_t 는 勞動部の『勞動統計調査』를 이용하여 製造業 就業者 1人當 年間 賃金を 산출하여 이용하였다. 勞動力의 自然增加率 g_t 는 總勞動力增加率과 같다고 가정하였다.

農業勞動力의 潛在賃金(WA_t)는 李貞煥 등(1986)에서 利潤函數를 이용하여 산출한 農業勞動力의 限界價値 生産額과 日雇 賃金에 農業從事者의 年平均 農作業日數를 곱하여 산출한 두가지 자료가 시도되었다.⁴⁾ 그러나 어느 경우이나 日雇 賃金を 기준으로 산출된 變數의 통계적 적합성이 불량한 것으로 나타났으므로 本稿에서는 李貞煥 등에서 산출된 값을 이용한 결과만을 제시하기로 한다.

2. 檢證結果

(1). 單一方程式模型 推定結果

單一方程式模型에 각각 OLS를 적용한 결과가 <表 1>에 제시되어 있다. 模型 I 은 賃金差假說 模型, 模型 II 는 就業機會假說 模型을 나타낸다. 이때 模型 II 에서 非農業部門의 勞動力需要변화를 알 수 없으므로 雇傭變化量($LN_{t+1} - LN_t$)으로 대체하여 추정하였다. 模型 II -2는 II-1에서 變數 R_{t-1} 에 대한 파라메타 推定值의 부호조건이 맞지 아니하므로 이 變數를 제외시켜 推定한 것이다.

推定結果를 보면 模型 II -2가 模型 I 에 비하여 決定係數가 현저히 높고 파라메타 推定值의 統計的 유의성도 높다. 따라서 이 결과에 의하면 就業機會假說이 더 적절한 것으로 보인다. 그러나 WN_t 와 LN_t 가 M_t 와 상호영향하면서 同時に 결정되므로 이와같은 單一方程式 模型에 의한 검증은 偏倚된 결과일 가능성이 높다.

<表 1> OLS에 의한 勞動力移動函數 推定結果

	模 型 I	模 型 II-1	模 型 II-2
상 수	-2435.3* (3.10)	85.5546 (0.88)	47.6650 (1.02)
$DDW_t^{(2)}$	0.8908**(3.20)		
R_{t-1}	41.1329**(2.97)	-0.8520 (0.45)	
D	-146.7319* (3.16)	-100.5919**(2.63)	-106.2037**(3.00)
$DDN_t^{(3)}$		0.4966**(4.93)	0.5046**(5.21)
\bar{R}_2	0.5901	0.7299	0.7267

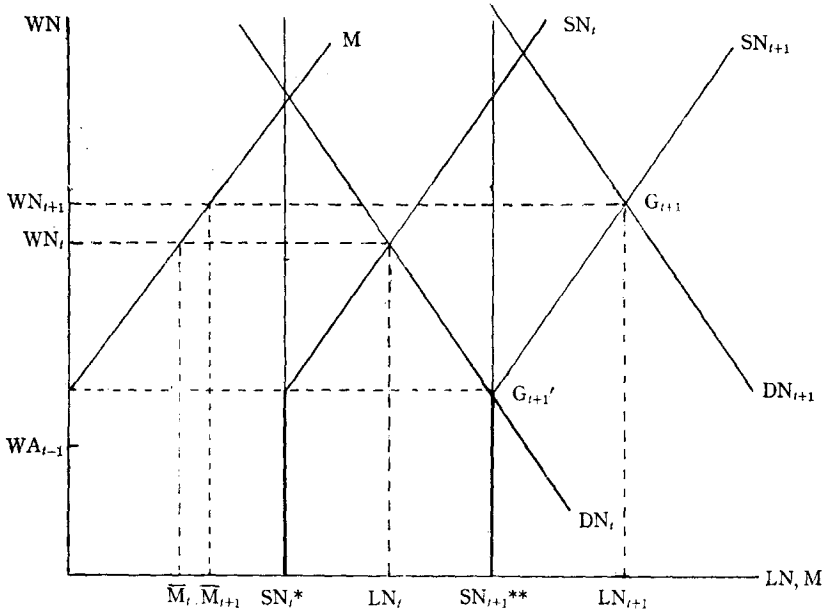
註: 1) () 안 숫자는 t -값을 나타냄.

2) $DDW_t = WN_t - WA_{t-1}$

3) $DDN_t = LN_t - LN_{t-1}$ 를 나타낸다.

4) 日雇 賃金은 農協調査月報, 農業從事者 農作業日數는 『農家經濟調査 結果보고』에서 구하였다.

〈그림 1〉 非農業部門의 勞動力需要, 賃金, 그리고 部門間 勞動力 移動



어떤 관계를 맺고 있는가를 규명해 보기로 하자.

먼저 〈그림 1〉에서 가로축은 非農業部門의 雇傭量 혹은 勞動力移動量を 나타내고, 세로축은 非農業部門 賃金を 나타낸다. 이제 農業部門 勞動力의 潛在賃金(=限界價值生産額)이 WA 라면 農業—非農業部門間的 勞動力 移動函數는 M 으로 나타낼 수 있다. 여기서 M 의 切片이 WA 보다 왼쪽에 위치하는 것을 移動費用, 部門別 勞動力의 質的 차이 때문에 WN_t 가 WA 보다 어느정도 높은 수준이 될때 勞動力 移動이 정지한다는 것을 나타낸다. 한편 非農業部門內的 勞動力 供給量이 SN_t^* 라고 하면 非農業部門의 勞動力 供給函數는 SN_t^* 와 M 을 合成한 SN_t 가 된다. 非農業部門의 勞動力 需要函數는 DN_t 이므로 t 期の 賃金은 WN_t 가 되고 勞動力 移動量은 \bar{M}_t , 非農業部門 雇傭量은 LN_t 가 된다.

$t+1$ 期の 非農業部門內 勞動力 供給量은 $LN_t(1+g_t)$, 즉, SN_{t+1}^* 이 되므로 勞動力供給函數는 SN_{t+1}^* 와 M 을 合成한 SN_{t+1} 이 된다. 이때 非農業部門의 成長으로 勞動力需要가 DN_{t+1} 로 증가하였다면 $t+1$ 期の 非農業賃金은 WN_{t+1} , 雇傭量은 LN_{t+1} , 勞動力 移動量은 \bar{M}_{t+1} 로 결정된다. 여기서 만약 $t+1$ 期の 非農業部門 勞動力需要가 DN_t 에 머물러 있다면 需給均衡點은 G'_{t+1} 가 되므로 賃金은 下落하고 勞動力移動은 일어나지 않는다. 반대로 非農業部門 勞動力需要가 DN_{t+1} 보다도 더 많이 증가하면 그만큼 賃金은 上昇하고 勞動力移動量은 증가한다. 즉 勞動力移動이 賃金差에 의하

여 유발되더라도 勞動力移動量은 非農業部門의 勞動力需要增加 정도에 따라 결정된다.

이상의 관찰결과를 통하여 도출할 수 있는 結論은 勞動力 移動이 賃金隔差에 의하여 유발된다는 命題와 실제 勞動力移動量이 賃金隔差에 의하여 결정된다는 命題는 區別이 되어야 한다. 이것은 商品供給이 價格에 의하여 결정되지만 실제 供給量變化는 需要 增加幅에 의하여 결정되는 것과 같은 이치이다.

V. 要約 및 結論

本稿에서는 部門間의 勞動力 移動에 관한 두가지 假說—賃金差假說과 就業機會假說—을 1965년부터 1985년 사이에 韓國에서 行된 農業—非農業部門間의 勞動力移動 실적에 적용하여, 統計의 檢證을 시도하였다. 이때 農業賃金은 農業勞動力의 限界價值生産額으로 나타내고 就業機會增加는 非農業部門의 雇傭增加量으로 나타내었다.

먼저 單一方程式 模型에 의한 檢證結果는 就業機會假說을 지지하였다. 그러나 非農業賃金과 勞動力移動, 그리고 非農業雇傭增加와 勞動力移動 사이의 相互 聯關關係를 고려하여 勞動力移動 函數와 非農業部門의 勞動力 供給·需要函數를 하나의 체계로 하는 聯立方程式模型에 의하여 檢證한 결과는 賃金差假說을 지지하였다. 즉 單一方程式模型은 非農業部門의 賃金 혹은 雇傭增加量과 勞動力移動量 사이의 相互依存關係를 무시한 결과 聯立方程式 偏倚를 일으키게 되고 따라서 올바른 檢證方法이 될 수 없음을 나타내고 있다.

그러나 賃金差假說이 지지되었다는 것과 部門間 勞動力移動量이 非農業部門의 就業機會增加와 무관하게 결정된다는 명제와는 엄격히 구별되어야 한다. 왜냐하면 勞動力移動은 賃金差에 의하여 유발되더라도 勞動力移動量은 非農業部門의 勞動力 需要增加 정도에 따라 결정되기 때문이다.

就業機會假說은 勞動力 供給이 무한 탄력적이라는 가정 위에 성립된 것이므로, 이 假說의 기각은 곧 韓國에서 1965~85년 사이에 農業部門에 다량의 위장 취업자가 존재하였다고 볼 수 없음을 뜻한다.

參 考 文 獻

1. 經濟企劃院, 『經濟活動人口年報』, 各年度.

2. 勞働部, 『勞働統計調査』, 各年度.
3. 農林水産部, 『농가경제 조사결과보고』, 各年度.
4. 農協中央會, 『調査月報』, 各年度.
5. 韓國銀行, 『國民所得計定』, 各年度.
6. 尹錫範, “우리나라 地域間 人口 移動에 있어서 所得隔差假說檢定”, 『經濟學 研究』, 1977, pp. 47~64.
7. 李廣遠, “就業機會와 賃金差異가 農業勞動力 移動에 미친 影響”, 『農業政策研究』 11(1984), pp. 117~130.
8. 李貞煥外, 『農業部門 長期人力 需給에 관한 研究』, 韓國農村經濟研究院, 1986.
9. 李貞煥外, 『農業部門의 投融資 動向과 效果』, 農村經濟研究院, 1987.
10. 李貞煥, 玄公南, “巨視的 離農函數推定과 離農量 決定要因 分析”, 『農村經濟』 8(1985), pp. 39~46.
11. 南亮三郎, 『勞動力人口의 經濟分析』, 勁草書房, 1968.
12. 梅村又次, 『賃金, 雇傭, 農業』, 大明堂, 1961.
13. 増井辛夫, “農家勞動力 供給價格再論”, 『日本農業と 經濟成長』(川野編), 東京大 出版會, 1970.
14. Borts, G.H. and J.L. Stein, *Economic Growth in a Free Market*, New York: Columbia University Press, 1964.
15. Greenwood, M.J., “Research on Internal Migration in the United States: A Survey,” *Journal of Economic Literature* 13 (1975), pp. 397~433.
16. Hicks, J.R., *Theory of Wage*, London: Macmillan, 1932.
17. Mazek, W.F. and J. Chang, “The Chicken or Egg Fowl-up in Migration,” *The Southern Economic Journal*, 39(1972), pp. 133~142.
18. Mundlak, Y., “Occupational Migration out of Agriculture—A Cross-Country Analysis,” *The Review of Economics and Statistics* (1978), pp. 392-398.
19. Muth, R.F., “Migration: Chicken or Egg?,” *The Southern Economic Journal* 37(1971), pp. 295-306.
20. Ohkawa, K. and H. Rosovsky, *Japanese Economic Growth: Trend Acceleration in the Twentieth Century*, Stanford University Press, 1973.
21. Reynolds, L.G. and C.H., Taft, *The Evolution of Wage Structure*, New Haven: Yale University Press, 1956.
22. Todaro, M.P., “A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries,” *American Economic Review* 59(1969), pp. 138~148.