

# Harris-Todaro 모형에 의한 국가간 잠재적 노동인구 이동에 관한 실증분석: 한-중-일 3국을 중심으로

Empirical Analysis on Potential Labor Migration between Countries Implemented  
by Harris-Todaro Model: Result from Korea, China, and Japan

이현재

청주대학교 경제학과

Hyun-Jae Rhee(hyunrhee@cju.ac.kr)

## 요약

본 연구는 합리적기대에 의한 기대소득 격차를 반영한 Harris-Todaro 모형에 의해 한-중-일 3국간 잠재적 노동인구 이동을 분석하였다. 실증분석 결과에 의하면 한국의 노동시장은 노동인구 유입의 영향력이 약하고, 중국과 일본으로 양방향성의 노동인구 유출이 있는 것으로 나타났다. 중국의 노동시장은 노동인구의 유출입에 미치는 영향력은 약하지만, 한국뿐만 아니라 일본과의 관계에 있어서 노동인구가 유출에서 유입으로 전환되었다. 일본의 노동시장은 일관성 있게 노동인구를 유입시키는 영향력이 있으며, 한국과는 노동인구의 유입, 중국과는 노동인구 유출로 나타났다. 결과적으로 한-중-일 3국간 노동시장은 상호 보완적이기 보다는 대체성이 강한 형태를 유지하고 있다.

■ 중심어 : | Harris-Todaro 모형 | 이주반응함수 | 합리적기대 | 기대소득 격차 |

## Abstract

This study aims to examine potential labor migration between Korea, China, and Japan by Harris-Todaro model which is enhanced in the presence of expected income differential. The results suggest that Korean labor forces are bi-directionally migrated to China and Japan, simultaneously, and Chinese labor forces have been switched from inflow to outflow. On the other hand, Japanese labor markets are characterized by inflow from Korea, and outflow to China. The nature of labor markets in Northeast Asia have been largely transformed such that inflow of immigrants is gradually intimidated. This is mainly due to the fact that the labor markets are gradually homogenized in this region. To this end, it could be tentatively concluded that the labor markets in Northeast Asia seem to be operated by substitutionary rather than complementary natures.

■ keyword : | Harris-Todaro Model | Migration Response Function | Rational Expectation | Expected Income Differential |

\* 이 논문은 2014-2016 학년도에 청주대학교 경영경제연구소가 지원한 학술연구조성비 (특별연구 추가과제)에 의해 연구되었음.

접수일자 : 2015년 04월 06일

수정일자 : 2015년 05월 06일

심사완료일 : 2015년 05월 06일

교신저자 : 이현재, e-mail : hyunrhee@cju.ac.kr

## I. 서론

개발도상국의 경제발전 과정에 있어서 초기 단계에는 대체적으로 노동집약적 생산방식을 채택하게 되는데, 이 과정에서 일차적으로 국내의 노동력을 활용하기 때문에 국가간 노동인구의 유입은 활발하게 이루어지지 않는 경향이 있다. 오히려 고도로 숙련된 노동력이 해외로 유출되어 노동시장에서 노동력 수급의 불균형이 나타나게 된다. 그러나 Harris and Todaro[1]에 의하면 경제발전 과정이 진행됨에 따라 자본이 축적되면 추가의 노동력이 필요하게 되어 한 국가 내에서 산업간 또는 도농간 노동인구 이동이 발생하게 되고, 또한 시장경제의 고도화를 통해 노동시장의 자율성이 제고될 경우 이는 국가간 노동인구 이동을 제한하는 제도적 진입장벽의 영향을 완화시키는 효과를 유발하여 해외로부터의 노동인구 유입이 다양한 형태로 나타나기도 한다. 해외 노동력의 유입은 주로 비숙련노동자의 유입으로부터 시작되어 점차 숙련노동자의 유입으로 확대되는 양상을 보이고 있다. 그리고 이와 같은 과정을 거치면서 대부분의 국가에서는 점차 노동인구의 유출입이 활발하게 이루어지게 되는 것이다.

현실적으로 국가간 노동인구 이동은 다양한 형태의 사회적, 정치적 및 제도적 제약을 받고 있지만 국내 노동시장에서 산업간 또는 소득 계층간 수급 불균형이 심화되고 제한적인 노동공급으로 인해 노동생산성이 자본생산을 상회하게 되면 해외로부터 시장경제 바탕으로 한 노동인구의 유입이 나타나게 된다. 즉, 국내 노동시장의 불균형을 해소해야 하는 당위성과 향상된 노동생산성이 노동인구 유입의 동기를 유발하여 해외로부터 노동인구의 유입이 증가하게 되는 것이다. 해외로부터 유입되는 노동력은 이주 결정을 하는데 있어서 취업기회를 바탕으로 한 기대소득과 다양한 형태로 나타나는 이주비용에 의해 영향을 받게 될 것이다.

글로벌경제체제의 심화는 국가간 노동인구 이동을 제한하는 사회적, 정치적 및 제도적 장벽을 완화하고, 노동시장간의 정보교류 확대와 이주비용의 감소 등을 가능케 하여 기대소득이 예상될 경우 과거에 비해 국가간 노동력의 이동이 증대될 수 있는 환경을 조성하고

있다. 즉, 국가간 노동인구의 이동이 제도적 요인보다는 경제적 요인에 의해 결정되는 성향을 보이고 있어서 예상되는 취업기회와 기대소득이 국가간 이주 결정에 중요한 요인으로 작용하고 있다. 이와 같은 현상은 노동의 질, 즉 비숙련노동자나 숙련노동자에 대한 구분 없이 나타나기도 하고, 산업간 뿐만 아니라 산업내의 노동인구 이동에도 영향을 미쳐서 산업간 또는 국가간 노동인구의 이동은 상호간에 교차하는 다양한 양상을 보이고 있다.

한-중-일 3국의 노동시장을 살펴보면 한국의 노동시장은 유연성의 결여로 양극화가 심화되고 있으며, 중국 노동시장은 산업별 또는 지역별로 뚜렷하게 이중구조의 특징을 나타내고 있다. 즉, 도시를 중심으로 노동의 과잉공급이 존재하는 반면에 동남연해부 지역과 같은 공업지대에서는 심각한 노동력 부족을 경험하고 있다. 그리고 일본 노동시장은 전반적인 침체 속에서 안정적으로 운용되는 양상을 나타내고 있다. 따라서 한-중-일 3국의 노동시장에서 기대소득이 노동시장의 충격 요인으로 작용할 수 있다면 각 국가간 노동인구 이동의 가능성을 높일 수 있을 것으로 기대된다. 더구나 90년대 이후 중국의 경제규모가 확대되면서 한국, 중국 및 일본의 동북아 3개국은 세계에서 비중 있는 경제권을 형성하고 있는데, 이들 국가의 노동시장도 유사성이 높아져 상호간 노동력의 이동이 크게 증가하고 있다. 더구나 최근에 한국과 중국의 FTA가 가시화되면서 한-중-일 3국의 경제통합에 큰 진전을 보이고 있다. 즉, 새로운 경제 질서를 구체화하기 위해 금융시장에서는 한-중-일 3국간 투자에 관한 법적체계, 제약요소 및 투자규칙에 관해 논의함으로써 새로운 투자 환경을 재정립하려는 노력을 기울이고 있을 뿐만 아니라 지적자본의 효율성 분석을 중심으로 해서 지식기반경제에 대한 관심도 고조되고 있다[2][3]. 이와 같은 경제 구조의 변화는 노동인구의 이동이 활발한 동북아 3국의 노동시장에도 지대한 영향을 미칠 것으로 예상된다. 따라서 본 연구에서는 한-중-일 3개국을 중심으로 국가간 기대소득에 따른 해외 노동인구의 유출입을 분석하고, 이를 바탕으로 향후의 노동정책을 수립할 수 있는 방안을 논의할 것이다.

## II. 이론적 배경

### 1. 기존의 연구

국가간 노동인구의 이동에 관한 기존의 연구를 살펴 보면 Sollner[4]는 국가간 노동인구의 이동이 도덕적 또는 정치적인 차원에서 논의되기 보다는 경제적인 차원에서 논의 되어야 한다고 주장하였다. 즉, 일반적으로 노동시장에서의 경제적 이익은 특정분야의 숙련노동자에게 편향되는 경향이 있기 때문에 비숙련노동자는 상대적으로 임금의 배분과정에서 불이익이 있게 된다는 것이다. 그리고 해외에서 유입되어 비숙련노동자가 국내의 노동력을 용이하게 대체하기 때문에 경제적으로 손실이라는 인식은 오류라는 것이다. 오히려 해외로부터 유입되는 비숙련노동자가 국내의 비숙련 노동시장을 활성화시켜 노동시장에서 임금격차를 완화하는데 기여할 수도 있다는 것이다.

이창근[5]은 국가간 노동인구의 이동 추세가 숙련노동자 중심으로 전환되었는가를 확인하기 위해 세계 각국에서 OECD 국가로 유입되는 노동력의 유형을 분석하였다. 즉, 국가간 노동인구 이동의 결정요인을 숙련 수준별로 구분하고 각국의 연평균 이민율을 산정한 후에 횡단면 분석을 수행하였다. 그 결과에 의하면 국가간 평균소득 격차, 연쇄이민 및 언어 등 인구학적 및 경제적 요인이 숙련노동자의 국가간 이동에도 적용되는 것으로 분석되었다. 즉, 유출-유입국가간 산업구조의 격차나 소득격차가 중요한 요인이며, 두뇌유출의 가장 큰 피해국은 중간소득국인 것으로 나타났다.

한편, 국가간 노동인구의 이동을 Harris-Todaro 모형으로 분석한 기존의 연구를 살펴보면 Chaudhuri[6]와 Bhattacharya[7]는 3부문 특정요소모형(three-sector specific factor model)을 구성하여 분석하였다. 특히, Chaudhuri[6]는 국가간 숙련노동자와 비숙련노동자간의 임금격차와 국내실업이 존재하는 경우를 가정하였는데, 이 경우 생산요소집약도와는 무관하게 노동시장이 형성된다는 것이다. 다만, 국내의 비숙련노동자에게는 생산요소집약도가 적용되는 것으로 나타났다. 그리고 숙련노동자의 해외 유출이나 해외로부터의 자본 유입은 비숙련노동자의 임금 결정에 유리하게 작용하는

것으로 분석되었다. 그러나 비숙련노동자가 해외로부터 유입될 경우는 정반대의 결과가 도출되었다. 따라서 정부가 노동조합 교섭력의 약화, 비숙련 불법이민의 억제, 해외자본의 유치 등을 통해 임금격차를 해소하고 비숙련 노동자의 실업을 감소시킬 수 있다는 것이다.

Yabuuchi[8]는 Harris-Todaro 모형으로 국가간 노동이동을 분석하여 임금보조금과 수입관세의 정책방향을 제시하였다. 즉, 해외 노동력의 유입은 국내노동자의 후생을 감소시키지만, 해외로부터 유입되는 이주노동자의 임금에 세금을 부과하여 차별화하면 후생을 증대시킬 수 있다는 것이다. Inoue[9]는 Harris-Todaro 모형을 활용하여 국제금융시장, 교역재 및 비교역재로 구성된 경제를 가정하고, 두 소비재가 보완관계이고 비교역재가 자본집약적이라면 해외로부터의 자본유입이 경제의 안정화를 유도한다는 결론을 유도하고 있다.

Gupta[10]와 Bhatia[11]는 자본이동이 국내의 노동시장에 미치는 영향을 분석하였다. 특히, Gupta[10]는 국가간 자본이동이 완전하다면 해외로부터의 노동인구 유입이 실업률을 하락시키고, 소득불균형을 해소하며, 사회후생을 증가 시킨다는 것이다. 그러나 자본시장의 개입이 없다면 경제적 이익은 발생하지 않는 것으로 나타났다.

또한, 기대소득과 관련하여 노동인구의 이동을 분석한 기존의 연구를 살펴보면 Takagi[12]는 미시적 모형을 바탕으로 이주함수를 구성하고 일자리 창출로 인한 인구유입이 도시지역의 실업률에 미치는 영향을 분석하였다. 즉, 농촌지역의 노동력이 도시지역으로 이동하는데 있어서 핵심적인 요인은 기대소득이라는 것을 입증하였다. 박래영[13]에 의하면 국가간 노동인구의 이동은 국가간 취업기회와 임금격차 등과 같은 경제적 요인에 의해 영향을 받는다는 것이다. 즉, 취업확률, 기대소득, 이동비용의 현재가치에 따라 결정되기 때문에 기대소득 격차의 현재가치가 기대비용의 현재가치보다 클 경우 이주를 실행하게 된다는 것이다.

문남철[14], 권기철·정승진[15] 및 이우현[16]은 동아시아 지역에서 노동인구 이동의 규모와 방향성에 대해 논의하였다. 특히, 문남철[14]은 동아시아에서 자본 및 노동이동의 구조적 변화를 분석하였는데, 그 결과에 의

하면 세계화한 기업들이 주변 국가에 자본을 수출하고 저임금 노동력을 유인하여 노동과 자본의 국제화를 시도하고 있다는 것이다. 즉, 지역내 국가간 발전격차에 따른 생산요소 비용과 소득수준 차이가 자본과 노동이동의 지역화 정도, 자본과 노동이동의 방향 및 이주노동자의 특성을 결정한다고 분석하였다. 그리고 지역내 노동이동은 자본이동과는 역으로 소득이 높은 국가로의 단계적 이동구조를 보이고 있다는 것이다.

Harris-Todaro 모형을 국내에 적용한 경우로는 이현재[17]가 있는데 이 결과에 의하면 우리나라의 권역별 기대소득 격차와 노동인구이동을 『5+2』 광역경제권에 적용하였다. 이 결과에 의하면 우리나라의 노동시장은 수도권권을 중심으로 광역화되고, 권역간 노동인구의 이동이 기대소득에 민감하지만 노동공급의 경합도는 상대적으로 낮은 것으로 나타났다[17].

지금까지 살펴 본 바와 같이 국가간 노동인구 이동을 기대소득과 연계하여 이해하려는 기존의 연구는 없는 실정이다. 따라서 본 연구에서는 국가간 기대소득을 예측한 후에 Harris-Todaro 모형을 활용하여 우리나라의 노동시장에 직간접적으로 영향을 미치고 있는 한-중-일 3국간의 노동인구 이동을 분석할 것이다.

## 2. 분석모형의 설정

### 2.1 Harris-Todaro 모형

Harris and Todaro[1], Todaro[18-20] 및 Meier[21]에 의하면 농업이나 제조업과 같은 산업 부문, 또는 도시와 농촌과 같은 지역 간에서 기대임금이 증가할 것으로 예상될 경우 시간경로를 따라 노동인구가 해당 산업 또는 지역으로 유입되어 실업률이 높아지게 된다. 즉, 산업간 또는 도농간 노동인구가 이동(induced migration)을 결정하는 주요 요인은 산업간 또는 지역 간의 임금격차나 실업률이라기 보다는 노동인구가 주관적으로 판단하는 기대소득(expected income)이 해당 산업 또는 지역의 평균소득을 상회할 때 노동인구가 유입된다는 것이다. 따라서 이와 같은 요인이 산업간 또는 지역 간의 실업률 격차를 더욱 확대하는 요인으로 작용한다고 분석하였다.

$i$ 와  $j$ 산업간 또는 지역 간을 고려할 때 Harris-Todaro 모

형은 다음과 같이 나타낼 수 있는데, 이모형에서  $V_0$ 는  $i$ 와  $j$ 산업간 또는 지역 간에 할인된 현재소득 흐름의 차이,  $C_0$ 는 이주비용,  $Y_i$  및  $Y_j$ 는  $i$ 와  $j$ 산업 또는 지역의 실질소득,  $r$ 은 할인율을 각각 나타낸다.

그리고  $x_t$ 를 신규 일자리에 접근하는데 소요되는 기간이라고 하면  $p(x_t)$ 는 일자리를 찾을 확률,  $\gamma$ 는  $i$ 산업 또는 지역의 신규 일자리 창출계수,  $N_i$ 는  $i$ 산업 또는 지역의 고용수준,  $S_i$ 는  $i$ 산업 또는 지역의 노동공급,  $\pi(x)$ 는 기존 일자리 대비 신규 일자리의 비율을 각각 나타낸다[21].

$$V_0 = \int_{t=0}^{\infty} [p(t) Y_i(t) - Y_j(t)] e^{-rt} dt - C_0$$

$$p(x_t) = p(x-1) + [1 - p(x-1)]\pi(x)$$

$$p(x_t) = \pi(1) + \sum_{t=2}^n \pi(t) \prod_{s=1}^{t-1} [1 - \pi(s)]$$

$$\pi(x) = \frac{\gamma N_i}{S_i - N_i}$$

또한,  $i$ 와  $j$ 산업 또는 지역 간의 기대임금 격차를  $d_{ij,t} = w_{it} \pi(x) - w_{jt}$  라고 할 때 다음의 (1)식이 산업간 또는 지역간 노동인구의 이동 방향을 결정하게 된다.

(1)식의 좌측 변수에서  $i$ 산업 또는 지역의 기대소득 격차 변화를 대비 노동공급 변화율인 노동공급탄력성, 즉 이주반응함수(migration response function, MRF)가 (1)식의 우측 변수에서  $i$ 산업 또는 지역의 기대소득 격차 지표(expected income differential index, EIDI)인 기대소득( $y_{it}^e$ ) 대비  $i$ 와  $j$ 산업 또는 지역간 기대소득 격차, 그리고  $i$ 산업 또는 지역의 실업률( $u_{it}$ )을 곱한 값보다 크면  $j$ 산업 또는 지역에서  $i$ 산업 또는 지역으로 노동인구가 유입되어  $i$ 산업 또는 지역의 실업률이 증가하게 된다[21].

$$\frac{\left(\frac{\Delta S_{it}}{S_{it}}\right)}{\left(\frac{\Delta d_{ij,t}}{d_{ij,t}}\right)} > \frac{d_{ij,t}}{w_{it}} u_{it} \quad (1)$$

본 연구는 한-중-일 3개국의 개별 노동시장을 분석하는 것이 아니라 국가적 차원에서 기대소득을 예측한 후에 이를 Harris-Todaro 모형에 적용하여 3개국 상호간 노동인구의 이동 행태를 분석하기 위한 시도이다. 이 경우 한-중-일 3국의 노동공급이나 실업률은 총체적 변수이기 때문에 별도의 변환과정 없이 적용이 가능하지만, 기대임금 격차는 기대소득 격차로 전환해야 한다. 따라서  $d_{ijt} = \sum w_{it} \pi(x) - \sum w_{jt}$ , 즉  $d_{ijt} = y_{it}^e - y_{jt}$ 의 관계를 설정하여야 하며 이는 다음의 (2)식과 같다. 여기서  $y_{it}^e$ 는  $i$  국가의 기대소득,  $y_{it}$ 와  $y_{jt}$ 는  $i$  및  $j$  국가 임금소득의 대리변수를 각각 나타낸다. 본 연구에서는 한-중-일 3국간 기대소득 격차를 산정하기 위해 실질소득, 즉 실질GDP(2000=100)를 종속변수로 하고 취업자 수를 독립변수로 하여 추정된 실질기대소득(실질GDP의 기대치)을 기대임금의 대리변수로 활용하였다.

Harris-Todaro 모형은 기본적으로 노동인구의 기대효용 극대화를 전제로 하고 있다[1]. 따라서 효용 창출의 원천을 소득으로 이해한다면 노동인구가 국가간 이동을 통해 효용을 극대화하는 데는 기대임금 뿐만 아니라 기대소득을 반영할 수 있을 것이다. 왜냐하면 기대소득이 높다는 것은 고용 증대를 통한 소득창출 기회가 확대된다는 것을 의미하고, 따라서 잠재적으로 효용을 높이는 방향으로 작용하기 때문이다. 실제로 국가 간에 Harris-Todaro 모형을 적용하는 경우 자본, 관세 및 규모의 경제 등과 같은 총체적 개념을 활용하여 분석하고 있다[8][10][11][22].

$$\frac{\left(\frac{\Delta S_{it}}{S_{it}}\right)}{\left(\frac{\Delta d_{ijt}}{d_{ijt}}\right)} > \frac{d_{ijt}}{y_{it}} u_{it} \quad (2)$$

## 2.2 합리적 기대에 의한 기대소득 추정

Maddala[23]에 의하면 합리적기대(rational expectation)는 다음과 같은 방정식의 형태로 나타낼 수 있다.

$$y_t^e - y_{t-1}^e = \lambda (y_{t-1} - y_{t-1}^e)$$

여기서,  $y_t^e$ 는 합리적 기대변수,  $y_{t-1}^e$  및  $y_{t-1}$ 은 1차 차분변수의 시차변수,  $\lambda$ 는 조정계수인데  $0 < \lambda < 1$ 의 값을 가지며  $y_t^e$ 이  $y_{t-1}$ 에 신속하게 반응하면 1(unity)에 수렴하게 된다. 실제로 실증분석을 수행할 경우 합리적기대의 적합도는 다음에서 추정된 추정계수  $\hat{\alpha}$ 와  $\epsilon_t$ 의 통계적 특성에 의해 정의된다. 만일, 합리적기대를 적용할 수 있다면  $\hat{\alpha}$ 은 1(unity)에 수렴하게 되는데, 여기서  $\epsilon_t$ 는 가우스의 백색오차(Gaussian white noise)인 i.i.d(identically independently distributed)의 특성을 나타낸다. 결과적으로 합리적기대를 추정하는 과정에서의 예측오차는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_t = \alpha y_t^e + \epsilon_t$$

$$\epsilon_t = y_t - y_t^e$$

$$E[\epsilon_t] = 0$$

본 연구의 실증분석을 수행하기 위해서는 (3)식의  $y_{it}^e$ , 즉, 한-중-일 3국의 실질기대소득을 추정해야 하는데 이를 위해서 각 국가별 취업자 수를 정보메트릭스(information matrix)로 활용하였다. 왜냐하면 취업자 수가 많으면 해당 국가의 실질기대소득이 높아지기 때문이다. 여기서,  $I_{it}$ 는  $y_{it}^e$ 를 정의하는 모든 정보가 포함된 정보메트릭스이기 때문에 정보메트릭스의 시차에 따른  $y_{it}$ 의 조건부확률을 추정하면 다음의 (4)식으로 실질기대소득  $y_{it}^e$ 를 추정할 수 있게 된다. 그리고  $RGDP_{it}$ 와  $EMP_{it-1}$ 는  $i$ 국의 실질GDP와 취업자 수이고, (5)식은 Cochrane-Orcutt의 AR(1) 과정에 의해 오차항의 자기상관을 조정하기 위한 것이다.

$$y_{it}^e = E[y_{it} | I_{it-1}] \quad (3)$$

$$RGDP_{it} = \gamma + \delta EMP_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$\epsilon_{it} = \rho \epsilon_{it-1} + \nu_{it} \quad (5)$$

### III. 실증분석 결과

#### 1. 실질기대소득 예측

본 절에서는 (4)식을 바탕으로 한-중-일 3국의 실질 GDP( $y_{it}$ )를 종속변수로 하고, 취업자 수를 정보메트릭스( $I_{it-1}$ )로 하여 실질기대소득( $y_{it}^e$ )을 예측하였다. 이때 추정된 실질기대소득은 각 국가의 취업자가 달성가능한 소득수준을 예측하는 것이다. 본 연구에서는 1980년부터 2010년까지의 연간자료를 활용하였고, 자료의 출처는 세계은행 데이터베이스[24] 이다.

예측치의 적합도 평가에는 평균제곱오차 평방근(root mean squared error, RMSE), 절대평균 백분율오차(mean absolute percent error, MAPE) 및 타일(Theil) 불평등계수를 활용하였다. 여기서, RMSE는 주로 예측 오차의 분산을 활용하여 적합도를 파악하는 것이고, MAPE는 원시계열에 대한 오차항의 비율을 구한 후에 이를 관측치의 수로 나누어 평균을 산정하고 백분율로 환산한 것이다. 따라서 예측치의 적합도가 높을수록 RMSE와 MAPE는 작은 값을 가지게 되고, 타일(Theil) 불평등계수는 0과 1사이의 값을 가지며 예측치가 관측치에 가까울수록 이 값은 0에 접근하게 된다[25].

한-중-일 3국의 실질기대소득 예측치를 평가한 결과는 [표 1]과 같은데, 이에 의하면 RMSE의 경우 일본이 가장 크게 나타나 일본의 예측치가 분산형태의 오차에 의해 영향을 받는 것으로 분석되었다. MAPE의 경우는 한국이 가장 크기 때문에 한국의 예측치가 관측치와 큰 편차인 상태에서 추정되었음을 알 수 있다. 그러나 모든 경우에 있어서 타일(Theil) 불평등계수가 작게 산정되어 예측치의 적합도는 적정한 것으로 나타났다.

표 1. 실질기대소득 예측치의 평가

| 구분 | RMSE  | MAPE  | Theil 계수 | 편차비율  |       |
|----|-------|-------|----------|-------|-------|
|    |       |       |          | 분산    | 공분산   |
| 한국 | 3.370 | 23.61 | 0.108    | 0.271 | 0.268 |
| 중국 | 2.810 | 5.161 | 0.032    | 0.034 | 0.918 |
| 일본 | 4.830 | 8.788 | 0.049    | 0.140 | 0.836 |

#### 2. 이주반응함수 추정

앞 절의 (2)식에서 좌측 변수인 한-중-일 3국의 이주반응함수를 추정한 결과는 [표 2]와 같다. 이 추정결과에서 노동공급탄력성인 이주반응함수가 양(+)의 값이면 탄력적인 것이기 때문에 노동인구가 해당 국가로 유입되어 실업률이 증가할 가능성이 있으며, 음(-)의 값이면 노동인구의 유입이 나타나지 않는다는 것을 의미한다. [표 2]에서  $MRF_{KK}$ ,  $MRF_{CC}$  및  $MRF_{JJ}$ 는 한국, 중국 및 일본이 다른 국가에 의해 영향을 받지 않는 상태에서 자국의 국내 노동시장이 노동인구의 유출입에 미치는 영향을 의미하고, 그 이외의 경우는 한-중-일 3국 상호간에 의한 영향력을 분석한 것이다.

표 2. 이주반응함수 추정결과

|    |      |            |            |            |
|----|------|------------|------------|------------|
| 한국 | 연도   | $MRF_{KK}$ | $MRF_{KC}$ | $MRF_{KJ}$ |
|    | 1985 | 0.119      | 0.552      | 0.170      |
|    | 1990 | 0.007      | 0.674      | 0.051      |
|    | 1995 | 0.043      | -0.788     | 0.068      |
|    | 2000 | 0.101      | -3.117     | 0.115      |
|    | 2005 | -0.166     | -0.286     | 0.108      |
|    | 2009 | -0.038     | -0.028     | 0.123      |
| 중국 | 연도   | $MRF_{CC}$ | $MRF_{CK}$ | $MRF_{CJ}$ |
|    | 1985 | 0.261      | -0.011     | 0.191      |
|    | 1990 | 0.338      | 0.005      | 0.366      |
|    | 1995 | -0.346     | -0.029     | -1.283     |
|    | 2000 | 0.033      | 0.001      | 0.051      |
|    | 2005 | -0.021     | 0.005      | -0.184     |
|    | 2009 | 0.116      | 0.002      | 2.605      |
| 일본 | 연도   | $MRF_{JJ}$ | $MRF_{JK}$ | $MRF_{JC}$ |
|    | 1985 | 0.108      | 0.628      | 0.039      |
|    | 1990 | -0.178     | 0.667      | 0.139      |
|    | 1995 | 0.228      | 2.593      | 0.226      |
|    | 2000 | 0.195      | 0.765      | 0.028      |
|    | 2005 | 0.044      | 0.368      | -0.157     |
|    | 2009 | 0.102      | -0.141     | -2.294     |

주: [표]의 백색 부분은 각 국가의 국내 노동시장만을 고려했을 경우의 노동인구 이동의 영향력을 나타내고, 진하게 표시된 부분은 한-중-일 3국간 노동인구 이동의 영향력을 나타냄.

한-중-일 3국간 노동인구 이동의 방향과 규모는 이주반응함수만으로 결정되는 것은 아니지만 한국의 경우 국내 노동시장의 영향력은 유입에서 유출로 전환되었고, 중국 국내 노동시장은 방향성이 명확하지 않으며, 일본 국내 노동시장은 유입의 영향력이 있는 것으로 나타났다. 그리고 한-중-일 3국 상호간에는 주로 양(+)의 값이 많은 것으로 분석되어 각국의 노동시장은 자국으

로 노동인구가 유입되는 방향성을 유지하고 있는 것으로 나타났다.

### 3. 기대소득격차 지표 추정

앞 절의 (2)식에서 우측 변수인 기대소득격차 지표를 추정한 결과는 다음의 [표 3]과 같다.

표 3. 기대소득격차 지표 추정결과

| 한국   | 연도     | $EIDI_{KK}$ | $EIDI_{KC}$ | $EIDI_{KJ}$ |
|------|--------|-------------|-------------|-------------|
|      | 1985   | -0.006      | -0.182      | 0.001       |
|      | 1990   | 0.002       | -0.207      | 0.010       |
|      | 1995   | 0.007       | -0.126      | 0.021       |
|      | 2000   | 0.012       | -0.077      | 0.030       |
|      | 2005   | 0.013       | -0.054      | 0.036       |
| 2009 | 0.004  | -0.023      | 0.035       |             |
| 중국   | 연도     | $EIDI_{CC}$ | $EIDI_{CK}$ | $EIDI_{CJ}$ |
|      | 1985   | 0.025       | 0.001       | 0.026       |
|      | 1990   | 0.019       | 0.001       | 0.020       |
|      | 1995   | 0.029       | 0.003       | 0.032       |
|      | 2000   | 0.037       | 0.002       | 0.044       |
|      | 2005   | 0.024       | -0.003      | 0.035       |
| 2009 | 0.019  | -0.001      | 0.042       |             |
| 일본   | 연도     | $EIDI_{JJ}$ | $EIDI_{JK}$ | $EIDI_{JC}$ |
|      | 1985   | -0.030      | -0.669      | -0.005      |
|      | 1990   | -0.009      | -0.322      | 0.004       |
|      | 1995   | -0.015      | -0.194      | 0.002       |
|      | 2000   | -0.057      | -0.343      | -0.002      |
|      | 2005   | -0.070      | -0.241      | -0.001      |
| 2009 | -0.107 | -0.197      | -0.003      |             |

주: [표]의 백색 부분은 각 국가의 국내 노동시장만을 고려했을 경우의 노동인구 이동의 영향력을 나타내고, 진하게 표시된 부분은 한-중-일 3국간 노동인구 이동의 영향력을 나타냄.

이 추정결과에서 지표가 양(+)의 값이면 해당국가와 상대 국가간 기대소득 격차가 양(+)인 것을 나타내기 때문에 이때는 상대 국가로부터 해당 국가로 노동인구가 유입될 가능성이 있다는 것을 의미한다.

[표 3]의 추정결과에서 지표가 양(+)의 값이면 해당 국가와 상대 국가간 기대소득 격차가 양(+)인 것을 나타내기 때문에 이때는 상대 국가로부터 해당 국가로 노동인구가 유입될 가능성이 있다는 것을 의미한다.

[표 3]에 의하면 국내 노동시장의 경우 한국과 중국은 노동인구 유입의 영향력이 있는 반면에 일본은 유출의 방향성을 나타내고 있다. 한-중간에는 노동인구 이동이 상호간에 교차하고, 중-일 간에는 일본에서 중국으로 노동인구가 이동할 수 있는 영향력이 있으며, 일-

한 간에는 일본에서 한국으로 노동인구가 이동할 수 있는 영향력이 있는 것으로 나타났다. 따라서 일본의 경우 기대소득이 매우 낮기 때문에 기대소득으로 인한 노동인구 유입 영향력이 한-중-일 3국 중에서 가장 낮게 추정되었다. 한-중-일 3국간 노동인구의 실질적인 노동인구 유출입은 [표 2]에서 추정한 이주반응함수와 [표 3]에서 추정한 기대소득격차 지표를 동시에 고려하여 추정할 수 있게 된다.

### 4. 이주반응함수와 실질기대소득 격차지표의 상관관계

한-중-일 3국 노동인구의 유출입을 추정하기 전에 본 절에서는 이주반응함수와 기대소득격차 지표의 통계적 특성을 파악하기 위해 두 변수의 상관계수를 분석하였다. 이 과정은 두 변수의 상호 의존성을 분석하기 위한 것인데 상관관계가 양(+)의 값이면 노동인구 이동에 상승작용이 나타나 급격한 흐름을 유도하게 되지만 음(-)의 값이면 노동공급 탄력성과 기대소득 격차가 서로 대체됨으로서 노동인구 이동의 영향력이 일정부분 상쇄되는 것을 의미한다.

분석결과는 [표 4-1]부터 [표 4-3]과 같은데, 이에 의하면 국내 노동시장의 경우 한국(0.411)과 일본(0.221)은 상승작용이 예상되지만 중국(-0.203)은 이 지표들이 서로 대체되는 경향을 나타내고 있다. 한국과 중국 간에는 (-0.492, -0.165), 중국과 일본 간에는 (0.039, 0.019) 및 일본과 한국 간에는 (0.029, 0.278)로 각각 분석되어 한-중간에는 대체효과, 중-일 및 일-한 간에는 보완효과가 나타나는 것을 알 수 있다.

표 4-1. 상관관계 분석: 한국

| 국가          | $MRF_{KK}$ | $MRF_{KC}$ | $MRF_{KJ}$ | $EIDI_{KK}$ | $EIDI_{KC}$ |
|-------------|------------|------------|------------|-------------|-------------|
| $MRF_{KK}$  | -          |            |            |             |             |
| $MRF_{KC}$  | -0.217     | -          |            |             |             |
| $MRF_{KJ}$  | -0.092     | -0.467     | -          |             |             |
| $EIDI_{KK}$ | 0.411      | -0.542     | 0.256      | -           |             |
| $EIDI_{KC}$ | 0.150      | -0.492     | 0.493      | 0.700       | -           |
| $EIDI_{KJ}$ | 0.325      | -0.435     | 0.278      | 0.885       | 0.910       |

표 4-2. 상관관계 분석: 중국

| 국가          | $MRF_{CC}$ | $MRF_{CK}$ | $MRF_{CJ}$ | $EIDI_{CC}$ | $EIDI_{CK}$ |
|-------------|------------|------------|------------|-------------|-------------|
| $MRF_{CC}$  | -          |            |            |             |             |
| $MRF_{CK}$  | 0.474      | -          |            |             |             |
| $MRF_{CJ}$  | 0.023      | -0.195     | -          |             |             |
| $EIDI_{CC}$ | -0.203     | -0.098     | 0.192      | -           |             |
| $EIDI_{CK}$ | -0.089     | -0.165     | 0.144      | 0.635       | -           |
| $EIDI_{CJ}$ | 0.096      | -0.223     | 0.039      | 0.028       | 0.664       |

표 4-3. 상관관계 분석: 일본

| 국가          | $MRF_{JJ}$ | $MRF_{JK}$ | $MRF_{JC}$ | $EIDI_{JJ}$ | $EIDI_{JK}$ |
|-------------|------------|------------|------------|-------------|-------------|
| $MRF_{JJ}$  | -          |            |            |             |             |
| $MRF_{JK}$  | 0.017      | -          |            |             |             |
| $MRF_{JC}$  | 0.088      | -0.034     | -          |             |             |
| $EIDI_{JJ}$ | 0.221      | 0.121      | 0.160      | -           |             |
| $EIDI_{JK}$ | 0.489      | 0.029      | 0.276      | 0.310       | -           |
| $EIDI_{JC}$ | -0.115     | -0.010     | 0.019      | -0.180      | -0.257      |

5. 국가별 노동인구 이동 추정

한-중-일 3국간 기대소득의 변화에 따른 노동인구 이동의 추정결과는 [표 5]와 같고 이를 요약하면 [표 6]과 같다. [표 5]의 추정결과는 (2)식을 바탕으로 추정한 [표 2]의 이주반응함수와 [표 3]의 기대소득격차 지표를 비교한 것이다.

표 5. 국가별 노동인구 이동 추정결과

| 국가 | 연도   | 한국 | 중국 | 일본 |
|----|------|----|----|----|
| 한국 | 1985 | >  | >  | <  |
|    | 1990 | >  | >  | <  |
|    | 1995 | >  | <  | <  |
|    | 2000 | >  | <  | <  |
|    | 2005 | <  | <  | <  |
|    | 2009 | <  | <  | <  |
| 중국 | 연도   | 중국 | 일본 | 한국 |
|    | 1985 | >  | >  | <  |
|    | 1990 | >  | >  | >  |
|    | 1995 | <  | <  | <  |
|    | 2000 | <  | >  | >  |
|    | 2005 | <  | <  | >  |
|    | 2009 | >  | >  | >  |
| 일본 | 연도   | 일본 | 한국 | 중국 |
|    | 1985 | >  | >  | >  |
|    | 1990 | <  | >  | >  |
|    | 1995 | >  | >  | >  |
|    | 2000 | >  | >  | >  |
|    | 2005 | >  | >  | <  |
|    | 2009 | >  | >  | <  |

주: [표]의 백색 부분은 각 국가의 국내 노동시장만을 고려했을 경우의 노동인구 이동의 영향력을 나타내고, 진하게 표시된 부분은 한-중-일 3국간 노동인구 이동의 영향력을 나타냄.

표 6. 한-중-일 3국간 노동인구 이동 추정결과 종합

| 국가 | 한국     | 중국     | 일본 |
|----|--------|--------|----|
| 한국 | ←<br>→ | ←<br>→ | →  |
| 중국 | ←<br>← | ←<br>← | ←  |
| 일본 | ←      | ←<br>→ | ←  |

주: 1) [표]의 백색 부분은 각 국가의 국내 노동시장만을 고려했을 경우의 노동인구 이동의 영향력을 나타내고, 진하게 표시된 부분은 한-중-일 3국간 노동인구 이동의 영향력을 나타냄.  
2) (← 또는 →)는 강한 방향성을, (← 또는 →)는 약한 방향성을 각 의미함.

이 결과에 의하면 국내 노동시장뿐만 아니라 한-중-일 3국간 노동시장의 변화에 있어서도 한국과 일본은 비교적 일정한 패턴을 보이고 있지만 중국의 경우는 다양한 형태를 나타내고 있다.

[표 6]에 의하면 국내 노동시장의 경우 한국은 노동인구가 유입에서 유출로 전환되었고, 중국은 한국과 동일한 유출입의 방향성을 나타내지만 그 정도는 약한 것으로 나타났으며, 일본은 일관되게 유입의 방향성을 유지하고 있다. 그리고 각국 상호간의 노동인구 이동의 형태를 살펴보면 한-중간에는 중국으로부터 한국으로 노동인구가 이동하다가 점차 한국에서 중국으로 이동하는 방향성의 전환을 보이고 있고, 중-일 간에는 노동인구의 유출입이 상호간에 교차하다가 방향성이 전환되어 일본으로부터 중국으로 노동인구가 유출되는 것으로 나타났으며, 한-일 간에는 한국으로부터 일본으로 노동인구가 일관성 있게 유출되는 성향을 나타내고 있다.

실증분석 결과를 종합적으로 살펴 볼 때 90년대 이후 한국의 국내 노동시장은 노동인구 유입 영향력이 약화되었을 뿐만 아니라, 중국과 일본의 영향력을 고려할 때 이들 국가로 노동인구가 양방향성으로 유출되는 성향을 나타내고 있다. 이는 중국경제가 급격한 성장세를 유지하고 중국의 산업구조가 한국과 유사하게 재편된 것에 기인하므로 중국 노동시장과의 관계를 재설정해야 할 것이다. 그리고 일본의 기대소득 격차가 낮아도 불구하고 노동공급탄력성이 상대적으로 높아 한국의 노동인구가 일본으로 유출되는 특징이 있기 때문에 향후 한국의 노동정책은 노동공급 탄력성을 제고하는 방향으로 추진되어야 할 것이다.



중국의 국내 노동시장은 노동인구의 유출입에 직접적으로 미치는 영향력은 약하지만, 한국뿐만 아니라 일본과의 관계에 있어서 동일하게 노동인구의 이동이 유출에서 유입으로 전환되는 성향을 보이고 있다. 이와 같은 결과는 노동공급 탄력성과 기대소득 격차가 모두 노동인구 유입을 증대시키는 상승작용을 한 것에 기인한 것으로 보인다.

일본의 국내 노동시장은 일관성 있게 노동인구의 유입에 영향력이 있으며, 한국과는 노동인구의 유입, 중국과는 노동인구 유출의 성향을 보이고 있다. 따라서 일본의 노동시장은 안정적으로 운용되고 있고 한국과는 노동공급탄력성에서 우위를 확보하고 있으며, 중국과는 노동공급탄력성이나 기대소득 격차 모두 열위에 있기 때문인 것으로 분석해 볼 수 있다. 결과적으로 한-중-일 3국간 노동시장은 상호 보완적이기 보다는 대체성이 강한 형태로 유지되고 있다고 할 수 있다.

#### IV. 결론 및 정책적 시사점

글로벌경제체제가 심화됨에 따라 국가간 노동인구의 이동을 제한하는 사회적, 정치적 및 제도적 장벽의 완화, 노동시장간 정보교류의 확대 및 이주비용의 감소 등으로 인해 국가간 기대소득의 차이와 같은 경제적 여건의 변화가 노동인구의 유출입을 결정하는 요인으로 작용하는 성향이 강화되고 있다. 또한, 90년대 이후 중국의 경제규모가 확대되고 노동시장의 유사성이 높아지면서 한국, 중국 및 일본간 노동시장의 상호간 노동인구 이동에 대한 관심이 고조되고 있다. 따라서 본 연구는 한-중-일 3국의 경우 국가간 기대소득 격차에 따른 노동인구 이동을 분석하였다.

합리적이기에 의한 기대소득 격차를 반영한 Harris-Todaro 모형의 실증분석 결과에 의하면 90년대 이후 한국의 국내 노동시장은 노동인구 유입 영향력이 약화되었을 뿐만 아니라, 중국과 일본의 영향력을 고려할 때 이들 국가로 노동인구가 양방향성으로 유출되는 성향을 나타내고 있다. 이는 중국경제가 급격한 신장세를 유지하고 중국의 산업구조가 한국과 유사하게 재편된 것에 기인하므로 중국 노동시장과의 관계를 재설정해

야 할 것이다. 그리고 일본의 기대소득 격차가 낮음에도 불구하고 노동공급탄력성이 상대적으로 높아 한국의 노동인구가 일본으로 유출되는 특징이 있기 때문에 향후 한국의 노동정책은 노동공급 탄력성을 제고하는 방향으로 추진되어야 할 것이다.

중국의 국내 노동시장은 노동인구의 유출입에 직접적으로 미치는 영향력은 약하지만, 한국뿐만 아니라 일본과의 관계에 있어서 동일하게 노동인구의 이동이 유출에서 유입으로 전환되는 성향을 보이고 있다. 이와 같은 결과는 노동공급 탄력성과 기대소득 격차가 모두 노동인구 유입을 증대시키는 상승작용을 한 것에 기인한 것으로 보인다.

일본의 국내 노동시장은 일관성 있게 노동인구의 유입에 영향력이 있으며, 한국과는 노동인구의 유입, 중국과는 노동인구 유출의 성향을 보이고 있다. 따라서 일본의 노동시장은 안정적으로 운용되고 있고 한국과는 노동공급탄력성에서 우위를 확보하고 있으며, 중국과는 노동공급탄력성이나 기대소득 격차 모두 열위에 있기 때문인 것으로 분석해 볼 수 있다. 결과적으로 한-중-일 3국간 노동시장은 상호 보완적이기 보다는 대체성이 강한 형태를 유지하고 있다.

본 연구는 국가적 차원에서 한-중-일 3국의 기대소득 격차를 추정하고, 이를 바탕으로 각국 상호간 노동인구의 이동을 분석하였기 때문에 사실상 잠재적 노동인구의 이동을 분석했다는 한계가 있다. 현실적으로 국가간 노동인구의 이동은 사회적, 정치적 및 제도적 장벽에 의해 강하게 영향을 받고 있지만, 점차 완화되는 방향으로 전개될 것이기 때문에 노동시장을 경제적 요인에 의해 이해하고 노동시장의 운용정책에 시장기능의 역할을 확대해 나갈 필요가 있을 것이다. 향후 한-중-일 3국간의 노동시장을 소득계층이나 노동숙련도 등을 반영하여 분석한다면 또 다른 측면에서 노동시장을 이해하는데 도움이 될 것으로 생각된다.

#### 참고 문헌

- [1] John R. Harris and Michael P. Todaro, "Migration, Unemployment and Development: A

- Two-Sector Analysis," *American Economic Review*, Vol.60, pp.126-1542, 1970.
- [2] 노재철, 고준기, "한중일 FTA와 투자를 둘러싼 법적체계와 제약요소의 개선", *한국콘텐츠학회논문지*, 제13권, 제12호, pp.702-714, 2013.
- [3] 김선재, "지식기반경제와 국민지적자본의 효율성-한·미·일·중을 중심으로", *한국콘텐츠학회논문지*, 제8권, 제10호, pp.158-171, 2008.
- [4] F. Sollner, "A Note on the Political Economy of Immigration", *Public Choice*, Vol.100, pp.245-251, 1999.
- [5] 이창근, "숙련노동력 이민의 경제적 요인: 국가수준 횡단면 분석, 1990-2000", *노동경제논집*, 제29권, 제2호, pp.1-27, 2006.
- [6] S. Chaudhuri, "Wage Inequality in a Dual Economy and International Mobility of Factors: Do Factor Intensities Always Matter?," *Economic Modelling*, Vol.25, pp.1155-1164, 2008.
- [7] P. C. Bhattacharya, "Migration, Employment and Development: A Three-Sector Analysis," *Journal of International Development*, Vol.10, pp.899-921, 1998.
- [8] S. Yabuuchi, "Urban Unemployment, International Labor Mobility and Welfare," *Japan and the World Economy*, Vol.9, pp.71-79, 1997.
- [9] T. Inoue, "On the Dynamic Characteristics of the Open Harris-Todaro Model," *Journal of the Korean Economy*, Vol.10, No.2, pp.259-284, 2009.
- [10] M. R. Gupta, "Immigration in Less Developed Countries: A Theoretical Note," *Journal of Economic Integration*, Vol.9, No.3, pp.416-425, 1994.
- [11] Kul B. Bhatia, "Specific and Mobil Capital, Migration and Unemployment in a Harris-Todaro Model," *Journal of International Trade and Economic Development*, Vol.11, pp.207-222, 2002.
- [12] Y. Takagi, "The Migration Function and the Todaro Paradox," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.14, No.2, pp.219-230, 1984.
- [13] 박래영, "외국인 노동자의 유입에 관한 조사연구", *노동경제논집*, 제16권, pp.1-28, 1993.
- [14] 문남철, "동아시아 자본 및 노동이동의 구조적 변화", *한국지역지리학회지*, 제12권, 제2호, pp.215-228, 2006.
- [15] 권기철, 정승진, "동아시아의 국제간 노동력 이동에 관한 연구", *국제지역연구*, 제3권, 제2호, pp.1-28, 1999.
- [16] 이우현, "아시아 지역의 국제노동력 이동의 구조 변화", *국제지역연구*, 제1권, 제2호, pp.61-81, 1997.
- [17] 이현재, "우리나라의 권역별 기대소득 격차와 노동인구 이동에 관한 실증분석: 『5+2』 광역경제권을 중심으로", *지역연구*, 제30권, 제1호, pp.63-80, 2014.
- [18] M. P. Todaro, "A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries," *American Economic Review*, Vol.59, pp.138-148, 1969.
- [19] M. P. Todaro, "Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis," *American Economic Review*, Vol.60, No.1, pp.126-142, 1970.
- [20] M. P. Todaro, "Income Expectations, Rural-Urban Migration and Employment in Africa," *International Labour Review*, Vol.104, No.5, pp.391-395, 1971.
- [21] G. M. Meier, *Leading Issues in Economic Development*, 5th. ed., Oxford University Press, 1989.
- [22] A. Panagariya and P. Succi, "The Harris-Todaro Model and Economies of Scale," *Southern Economic Journal*, Vol.52, pp.986-998, 1986.
- [23] G. S. Maddala, *Introduction to Econometrics*, 3rd. ed. New York, Wiley, 1992.
- [24] <http://worldbankgroup.org>
- [25] 이종원, 이상돈, *RATS를 이용한 계량경제분석*, 박영사, 2000.

저 자 소 개

이 현 재(Hyun-Jae Rhee)

정회원



- 1979년 2월 : 경희대학교 대학원  
경제학과(경제학석사)
- 1986년 8월 : Utah State  
University(경제학석사)
- 1994년 5월 : University of  
Wisconsin-Milwaukee(경제학

박사)

- 1996년 3월 ~ 현재 : 청주대학교 경제학과 교수  
<관심분야> : 경제성과분석, R&D투자분석