

勞 動 經 濟 論 集  
第 43 卷 第 2 號, 2020.6. pp.109~133  
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 내생성 문제를 완화한 한국의 매칭함수 추정\*

김 지 운\*\*

본 논문에서는 Borowczyk-Martins et al.(2013)의 방식을 통해 내생성 문제를 완화하여 한국의 매칭함수를 추정하였다. 관측되지 않는 매칭 효율성을 ARMA( $p, q$ ) 과정으로 근사하고 일반적률(GMM) 추정법으로 내생성을 통제하였다. 2009년 6월부터 2019년 12월까지의 경제활동인구조사와 사업체노동력조사의 월 자료를 사용하여 한국의 매칭함수를 추정한 결과, 빈 일자리에 대한 채용의 탄력성을 나타내는 매칭 탄력성은 0.859로 나타났다. 정부의 직접 일자리 제공이 많았던 2019년 표본을 제외하고 추정한 경우 매칭 탄력성은 0.755로 낮아졌으나, 여전히 다른 국가의 매칭 탄력성보다는 높게 나타났다.

주제어: 매칭함수, 빈 일자리, 실업, 매칭 탄력성, 매칭 효율성

논문 접수일: 2020년 3월 1일, 논문 수정일: 2020년 3월 28일, 논문 게재확정일: 2020년 3월 31일

\* 본 논문은 한국개발연구원(KDI)의 정책과제로 수행한 정책연구시리즈 2017-15, "미스매치에 의한 실업에 대한 연구: 산업별 미스매치를 중심으로"의 일부분을 수정·보완하여 학술논문 형태로 발전시킨 것이다. 본 논문에 대하여 유익한 조언을 해주신 익명의 심사자들에게 감사를 전한다.

\*\* 홍익대학교 경제학부 조교수 (jwkim1007@gmail.com)

## I. 서론

노동시장 매칭함수(matching function)는 실업자<sup>1)</sup>와 빈 일자리(vacancy)가 실제 채용으로 연결되는 관계를 묘사하는 함수로 구인 및 구직 과정에서 탐색 마찰(search friction)이 존재하는 노동시장을 다루는 미시 및 거시경제학 연구<sup>2)</sup>에서 핵심적인 요소이다. 노동시장에서의 탐색 마찰은 마찰적 실업 및 노동시장 미스매치를 다루는 연구에서 필수적인 가정이 되며, 경기변동 모형에서 경제 충격(aggregate shock)에 대한 노동시장 변수의 움직임을 현실의 자료와 가깝게 만드는 중요한 역할을 한다. 매칭함수는 노동시장 탐색 마찰을 축약적으로 묘사하는 모형의 요소이며, 매칭함수의 추정은 노동시장 탐색 마찰의 정도와 탐색 마찰이 노동시장 및 경제 전체에 미치는 영향을 결정하는 매우 중요한 작업이다. 매칭함수는 일반적으로 다음과 같이 정의된다.<sup>3)</sup>

$$h_t = \Phi_t m(u_t, v_t) = \Phi_t u_t^{1-\alpha} v_t^\alpha \quad (0 \leq \alpha \leq 1), \quad h_t \leq \min(u_t, v_t) \quad (1)$$

매기 신규 채용( $h_t$ )은 실업자 수( $u_t$ )와 빈 일자리 수( $v_t$ )의 함수로 결정되며, 매칭 효율성( $\Phi_t$ )이 높아질수록 동일한 실업자 수와 빈 일자리 수가 더 많은 신규 채용으로 이어진다.  $\alpha$ 는 매칭 탄력성으로 빈 일자리에 대한 신규 채용의 탄력성을 나타낸다. 매칭함수의 추정은 보통 매칭 탄력성( $\alpha$ )의 추정을 의미한다. 매칭 탄력성은 매칭함수를 사용하는 수량적 연구의 분석 결과에 직간접적으로 영향을 줄 뿐만 아니라 탐색 마찰에 따른 경제 내 비효율성 정도를 가늠할 수 있는 파라미터이기 때문에 매칭 탄력성의 추정은 관련 연

1) 본 연구에서 실업자와 구직자는 동일한 의미를 가진다.

2) Mortensen and Pissarides(1994)를 시작으로 고용, 실업, 임금 등과 관련된 다양한 미시 및 거시경제학 연구에서 매칭함수를 활용하고 있다.

3) 매칭함수를 사용하는 다수의 수량적 연구들에서 규모수익 불변(CRS, constant returns to scale)의 매칭함수를 가정하고 있으며, Petrongolo and Pissarides(2001)와 이대창(2015) 등 국내외 다양한 실증연구에서 확인되듯이 본 연구에서도 규모수익불변 형태의 매칭함수를 가정한다. 본 연구의 제IV장 제3절에서 규모수익불변 가정을 완화하여 매칭함수를 추정할 결과, 한국의 매칭함수는 대체로 규모수익불변을 따르는 것으로 나타났다.

구에서 매우 중요한 의미를 가진다. 매칭 탄력성은 매칭 과정에서 발생하는 혼잡 (congestion)에 따른 외부효과(externality)의 크기와 관계가 있다. 동일한 실업자 수와 빈 일자리 수를 가진 경제라고 해도 혼잡한 정도에 따라 실업자의 구직확률과 구인기업의 구인확률이 다를 수 있다. 실업자 수 대비 빈 일자리 수 비율을 나타내는 유효구인배율이 1보다 작은 경우, 즉 빈 일자리 수보다 상대적으로 실업자 수가 많은 경우에는 실업자 측면에서 혼잡이 발생한다. 이는 개별 구인기업에는 구인확률(job-filling rate)을 높여 긍정적 외부효과를 발생시키는 반면, 개별 실업자에게는 구직확률(job-finding rate)을 낮춰 부정적 외부효과로 작용하게 된다. 매칭 탄력성은 매칭 과정에서 발생하는 혼잡 및 그로 인한 외부효과 정도를 결정하는 파라미터로 해석할 수 있으며, 매칭 탄력성이 높은 경우 그렇지 않은 경우에 비교하여 실업자의 혼잡이 구인기업에 미치는 긍정적 외부효과와 실업자에 미치는 부정적 외부효과가 크게 된다.<sup>4)</sup>

이처럼 탐색 마찰이 고려된 연구에서 분석 결과 및 결과 해석 측면에서 중요한 의미가 있는 매칭 탄력성을 추정할 때 일반적인 최소자승(OLS, ordinary least squares) 추정법을 사용하면 내생성(endogeneity)으로 인해 추정치에 편의(bias)가 발생하는 문제가 있다. 식 (1)의 양변을 실업자 수( $u_t$ )로 나누어 로그를 취하고 오차항( $\zeta_t$ )을 추가하면 다음과 같은 추정식을 얻게 된다.

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{h_t}{u_t}\right) &= \underbrace{\log(\Phi_t)}_{\beta_0 + \nu_t} + \alpha \log\left(\frac{v_t}{u_t}\right) + \zeta_t = \beta_0 + \alpha \log\left(\frac{v_t}{u_t}\right) + \underbrace{\nu_t + \zeta_t}_{\epsilon_t} \\ &= \beta_0 + \alpha \log\left(\frac{v_t}{u_t}\right) + \epsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

4) 실업자 입장에서의 구직확률( $p$ )과 구인기업 입장에서의 구인확률( $q$ )은 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$p = \frac{h}{u} = \Phi\left(\frac{v}{u}\right)^\alpha, \quad q = \frac{h}{v} = \Phi\left(\frac{v}{u}\right)^{\alpha-1}$$

위의 수식을 통해 빈 일자리에 대한 매칭 탄력성은 유효구인배율( $v/u$ )이 구직 및 구인확률에 미치는 외부효과 크기에 영향을 주고 있음을 확인할 수 있다. 일반적인 경우, 즉 유효구인배율이 1보다 작을 경우 매칭 탄력성이 높을수록 동일한 유효구인배율에 대해 구인확률은 높아지고 구직확률은 낮아진다. 다시 말해 매칭 탄력성이 높을수록 매칭 과정에서 실업자의 혼잡이 구인기업에 미치는 긍정적 외부효과 및 실업자에게 미치는 부정적 외부효과가 더 크다고 볼 수 있다. 더욱 자세한 내용은 Petrongolo and Pissarides(2001)를 참고하기 바란다. 한편, Hosios(1990)에 따르면 매칭 탄력성과 기업의 임금협상력(bargaining weight)의 크기가 동일한 경우 탐색 마찰에 따른 긍정적 외부효과와 부정적 외부효과가 상쇄되어 탐색 마찰에 따른 외부효과와 관련된 비효율성이 발생하지 않는다. 이러한 조건을 Hosios 조건이라고 부른다.

자료에서 직접 관측되지 않는 매칭 효율성에 해당하는 항( $\log(\phi_t)$ )을 시간에 따라 변하지 않는 부분( $\beta_0$ )과 시간에 따라 변하는 부분( $\nu_t$ )으로 구분하고, 시간에 따라 변하는 부분을 오차항( $\epsilon_t$ )에 포함하여 최소자승 추정법으로 추정하는 경우에 내생성 문제가 생길 가능성이 크다. 매칭 효율성( $\phi_t$ )의 변화는 먼저 매칭함수의 정의상 신규 채용( $h_t$ )을 통해 피설명변수인 구직률( $h_t/u_t$ )에 직접 영향을 준다. 매칭 효율성을 설명변수로 적절히 모형화하지 못하는 때에는 변수누락 편의(omitted variable bias)의 내생성 문제가 발생한다. 한편, 오차항에 포함된 매칭 효율성( $\nu_t$ )의 변화는 간접적으로 실업자와 기업의 행동에 영향을 미쳐서 이미 설명변수에 포함된 실업자 수( $u_t$ )와 빈 일자리 수( $v_t$ )에 영향을 미칠 수 있다. 예를 들어 매칭 효율성이 높아지는 경우 실업자 입장에서는 동일한 조건에서 구직확률이 증가해 고용될 가능성이 커지며, 기업 입장에서는 동일한 조건에서 구인확률이 증가해 채용할 가능성이 커진다. 실업자와 기업 모두 매칭 효율성 향상을 관측할 수 있는 경우 더 많은 실업자가 일자리를 찾을 것이고 더 많은 기업이 일자리 공고(job opening)를 낼 것이다. 따라서 매칭 효율성의 상승은 실업자 수와 빈 일자리 수 모두를 증가시켜 설명변수인 유효구인배율( $v_t/u_t$ )에 영향을 미칠 가능성이 크다. 여기서 주의할 점은 매칭 효율성 충격의 지속성을 고려하면 현재의 매칭 효율성뿐 아니라 과거의 매칭 효율성의 변화도 현재의 유효구인배율에 영향을 미칠 수 있다는 점이다.<sup>5)</sup> 이러한 두 가지 이유로 식 (2)에서 매칭 탄력성을 최소자승 추정법으로 추정하는 경우 오차항의 외생성 조건을 충족하지 못해 내생성 문제가 발생하게 된다.

매칭함수를 추정하고 있는 대부분의 국내외 연구<sup>6)</sup>에서는 실업급여 수급률, 실업급여 보장성 정도 및 미스매치 정도 등 매칭 효율성과 관련이 있는 설명변수를 직접 추정식에 추가하여 매칭 효율성이 피설명변수인 구직률에 미치는 직접적인 영향을 중심으로 내생성을 통제하고 있다. 그러나 이 경우에는 매칭 효율성이 설명변수인 유효구인배율에 간접적으로 영향을 미쳐 발생하는 내생성을 통제하지 못하는 한계가 있다. 일부 연구에서 유효구인배율의 시차변수들(lagged variables)<sup>7)</sup>을 도구변수로 사용하여 도구변수(IV,

5) 일자리 탐색모형(search and matching model)에 따르면, 경제 전체의 매칭 효율성의 변화는 실업자와 기업의 선택에 영향을 미치게 된다. 이론적으로는 모형의 동학(dynamics)에서 과거의 매칭 효율성 변화가 실업자와 기업의 선택을 통해 현재의 유효구인배율에도 영향을 미치게 된다.

6) 해외 연구들은 Petrongolo and Pissarides(2001)에 자세히 조사 및 소개되어 있으며, 국내 연구로는 이대창(2015)이 있다.

7) 매칭함수 추정에서 실업자와 빈 일자리를 설명변수로 사용하는 경우 실업자와 빈 일자리의 시차변수들을 도구변수로 사용하고 있다.

instrumental variable) 추정법으로 매칭함수를 추정하고 있으나, 이는 매칭 효율성이 유효 구인배율에 미치는 간접적인 영향을 명시적으로 고려한 추정이 아니며 과거의 매칭 효율성 충격이 현재의 유효구인배율에 미치는 영향을 적절히 통제하지 못하는 한계가 있다. 한편, Borowczyk-Martins et al.(2013)에서는 매칭 효율성이 피설명변수인 구직률에 미치는 직접적인 영향과 설명변수인 유효구인배율에 미치는 간접적인 영향을 동시에 고려하여 내생성을 통제하고 있다. 구체적으로 관측되지 않는 매칭 효율성을  $ARMA(p, q)$  과정으로 근사하고 일반적률(GMM, generalized method of moments) 추정법으로 내생성을 통제하였다. 본 연구에서는 Borowczyk-Martins et al.(2013)의 방법론을 준용하여 한국의 노동시장 매칭함수를 추정하는 것을 목표로 한다. 국내 선행연구에서는 이대창(2015)에서 매칭 효율성이 피설명변수에 미치는 직접적인 영향을 통제하여 매칭함수를 추정하였다. 본 연구는 이에 더하여 매칭 효율성이 설명변수인 유효구인배율에 미치는 간접적인 영향을 동시에 고려하는 방식으로 내생성 문제를 완화시켜 매칭함수를 추정하고 있다. 따라서 한국 노동시장의 탐색 마찰을 반영하는 연구에서 본 연구가 이대창(2015)의 연구와 보완적으로 활용될 수 있을 것으로 기대한다.

본 연구에서는 통계청의 경제활동인구조사에서의 실업자 자료와 고용노동부의 사업체 노동력조사에서의 빈 일자리 자료를 사용하여 다음의 네 가지 방법으로 한국의 매칭함수를 추정한다. 먼저 내생성을 통제하지 않고 단순 최소자승 추정법을 사용하여 매칭함수를 추정한다. 그리고 매칭 효율성이 피설명변수에 미치는 직접 영향만을 일부 통제하고 최소자승 추정법으로 매칭함수를 추정한다. 이어서 매칭 효율성이 설명변수인 유효구인배율에 미치는 간접적인 영향만을 일부 통제하여 도구변수 추정법으로 매칭함수를 추정한다. 마지막으로 직접적인 영향과 간접적인 영향을 동시에 통제하는 Borowczyk-Martins et al.(2013)의 방법론을 사용하여 일반적률 추정법으로 매칭함수를 추정한다.

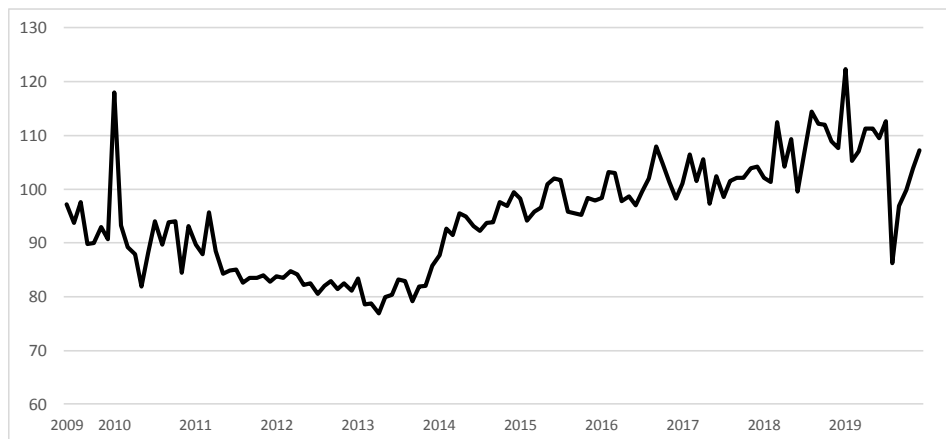
본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제II장에서는 매칭함수 추정에 사용하는 자료에 대해 설명한다. 제III장에서는 매칭함수 추정방법론을 소개한다. 제IV장에서는 매칭함수 추정 결과들을 해석 및 비교하며, 마지막 제V장에서는 내용을 요약 및 종합하고 결론을 제시한다.

## II. 분석 자료

본 연구에서 실업자에 대한 정보는 통계청에서 제공하는 경제활동인구조사의 월별 실업자 수를 사용한다. [그림 1]은 2009년 6월부터 2019년 12월까지의 계절 조정된 경제활동인구조사의 월별 실업자 수 추이를 보여준다. 한편, 본 연구에서 빈 일자리 정보는 고용노동부의 사업체노동력조사 자료를 활용한다. 사업체노동력조사 자료는 2009년 6월부터 현재까지 매월 약 28,000여 개의 종사자 1인 이상 사업체<sup>8)</sup>를 대상으로 사업체 현황, 종사자 수, 빈 일자리, 입직자 수(채용, 기타<sup>9)</sup>), 이직자 수, 임금, 근로시간 등에 대한 변수를 조사하고 있다. 본 연구에서 활용되는 변수는 빈 일자리와 입직자 수 중 채용이다. 사업체노동력조사에서 빈 일자리의 정의는 조사기준 월(월력상) 마지막 영업일 현재 구인활동을 하고 있으며, 한 달 이내에 일이 시작될 수 있는 일자리를 의미한다. 여기서 구인활동은 신문·방송 광고, 구두 홍보, 지원서류 접수, 면접 등 최종적으로 채용 확정 공

[그림 1] 계절조정 월(月) 실업자

(단위: 만 명)



주: 실업자 수는 계절조정된 월 실업자 수입.

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」.

8) 민간사업체와 공공기관을 모두 포함하고 있다.

9) 기타에는 전입(본사와 지사, 지사와 지사 간의 인사이동 등)과 복직 등을 포함하고 있다.

지일 전까지의 모든 과정을 포함한다.<sup>10)</sup> 한편, 채용이란 조사기준월 초일부터 마지막 영업일 사이에 신규 채용한 근로자 수를 의미하며, 서론에서 소개한 매칭함수에서의 신규 채용( $h_t$ )에 해당하는 변수이다.

매칭함수 추정을 위해 필요한 빈 일자리의 정의는 특정 월에 새롭게 발생한 일자리 공고(job opening)의 수로 특정 월에 구직활동을 한 실업자의 수에 대응하는 변수이다. 그런데 사업체노동력조사에서의 빈 일자리 정의는 특정 월의 마지막 영업일 기준의 빈 일자리 수로 특정 월에 발생한 모든 일자리 공고를 포함하고 있지 않다.<sup>11)</sup> 예를 들어 5월의 빈 일자리, 즉 5월 한 달 동안의 총 일자리 공고의 수를 계산한다고 할 때, 사업체노동력조사에서는 5월 31일 기준으로 구인활동을 하고 있는 일자리만을 포함하고 있다. 이 경우에 5월 1일부터 5월 30일 사이에 일자리 공고가 나서 5월 31일 이전에 이미 채용이 확정된 경우에는 조사 시점인 5월 31일 기준에서는 빈 일자리에 포함되지 않는다.<sup>12)</sup> 일자리 공고가 난 시점에서는 빈 일자리였지만 조사 시점인 특정 월의 마지막 날 이전에 이미 채워진 경우, 빈 일자리로 계산되지 않는 것이다. 이러한 의미에서 사업체노동력조사에서의 빈 일자리는 분석에 필요한 빈 일자리의 개념, 즉 특정 월의 총 일자리 공고 수와는 다르다. 조사 시점 이전에 채워진 일자리(filled job)를 누락하고 있기 때문에 사업체노동력조사의 빈 일자리는 특정 월에 채워지지 않고 남은 일자리(unfilled job)의 개념에 가깝다고 볼 수 있다.

분석에 필요한 빈 일자리 정의는 특정 월의 총 일자리 공고의 수이다. 특정 월의 총 일자리 공고는 채워지거나, 채워지지 않고 남은 일자리로 구분할 수 있다.<sup>13)</sup> 여기서 채

10) 고용노동부, 「사업체노동력조사 조사표」 참조.

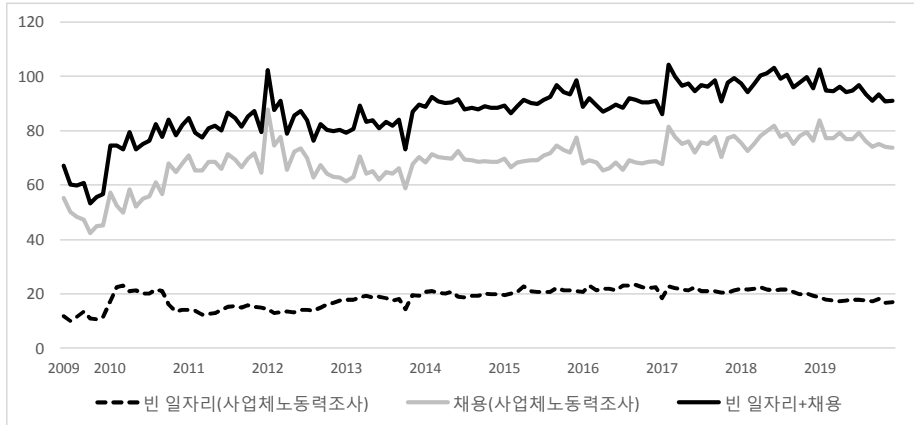
11) 변중석·전병유(2012)에서는 빈 일자리 변수에 대한 응답 기피 문제, 빈 일자리의 정의를 이직자의 자리가 채워지지 않은 경우로 한정적으로 해석하는 문제, 이미 조사 시점 이전에 채워진 일자리의 누락 문제 등으로 사업체노동력조사의 빈 일자리 변수는 과소 측정될 가능성이 크다는 점을 언급하고 있다.

12) Shimer(2012)에서 다루고 있는 구직률과 이직률을 계산할 때 발생하는 시간집계 편의(time aggregation bias)가 사업체노동력조사의 빈 일자리 정보에서도 나타나고 있는 것으로 볼 수 있다. Shimer(2012)에서는 미국의 CPS(Current Population Survey)에서 근로자 이동과 관련된 통계작성에서 발생하는 시간집계 편의의 문제점을 지적하고 교정하는 방법을 제시하고 있다.

13) 일자리 공고 중에는 채워진 일자리, 채워지지 않고 남은 일자리에 더하여 채워지지 않고 없어진 일자리도 있다. 일자리 공고를 냈으나 어떤 이유에서인지 철회되어 없어진 일자리에 대한 정보는 자료의 한계상 파악할 수 없을 뿐더러 일자리 공고 이후 한 달 이내에 바로 시작할 수 있는 일자리의 정의를 충족하지 않기 때문에 본 분석에서의 일자리 공고의 정의에 부합하지 않는다. 일자리 공고와 대응하는 실업자의 정의에서도 구직활동을 하고 있으나 바로 일할 수 없는 경우는 실업자로 분류되지 않는 것과 유사한 정의라고 볼 수 있다.

[그림 2] 계절조정 월(月) 빈 일자리, 채용, 빈 일자리와 채용의 합

(단위: 만)



주: '빈 일자리+채용'은 본 논문에서의 빈 일자리로 사용되는 변수를 의미.  
 자료: 고용노동부, 「사업체노동력조사」.

워진 일자리는 사업체노동력조사에서 특정 월의 신규 고용을 의미하는 채용에 해당하며, 채워지지 않고 남은 일자리는 사업체노동력조사에서의 특정 월의 빈 일자리에 해당한다. 따라서 본 연구에서 특정 월의 일자리 공고를 의미하는 빈 일자리는 사업체노동력조사에서 특정 월의 채용과 빈 일자리 변수의 합으로 정의한다.<sup>14)</sup>

[그림 2]는 2009년 6월부터 2019년 12월까지의 계절조정된 사업체노동력조사에서의 빈 일자리, 채용, 그리고 두 변수의 합의 추이를 보여주고 있다. 사업체노동력조사에서의 빈 일자리 대비 채용의 비율은 약 3.8 정도로 앞서 언급한 것처럼 빈 일자리가 과소측정되고 있다는 점을 확인할 수 있다.<sup>15)</sup> 앞으로 본 연구에서의 빈 일자리는 사업체노동력조사에서의 채용과 빈 일자리를 더한 특정 월의 총 일자리 공고의 수를 의미한다.

14) 이대창(2015)에서도 사업체노동력조사에서의 빈 일자리 변수의 과소측정 문제를 상세히 설명하고, 월별 채용동학(hiring dynamics)모형을 사용하여 빈 일자리 변수를 보정하고 있다. 채용동학모형을 통한 보정은 결과적으로 사업체노동력조사에서 특정 월의 채용과 빈 일자리의 합으로 총 일자리 공고 수를 계산하는 방법이다. 이 방법은 결과적으로는 본 연구에서 사용하는 방법과 동일하며, 본 연구에서는 수식보다는 보다 직관적인 관점에서 동일한 보정방식을 도출하고 있다고 볼 수 있다.

15) 매칭함수의 정의에 적합한 빈 일자리 수의 경우 빈 일자리 대비 채용의 비율은 1보다 같거나 작아야 할 것이나 빈 일자리 수가 과소측정되어 1보다 훨씬 큰 비율이 나타나고 있다.



### III. 추정 방법

서론에서 언급한 것처럼 식 (2)를 최소자승 추정법으로 추정하는 경우 오차항의 외생성 조건을 충족하지 못해 내생성 문제가 발생하게 된다. 본 연구에서는 Borowczyk-Martins et al.(2013)의 방법론을 따라 매칭 효율성이 피설명변수인 구직률( $h_t/u_t$ )에 미치는 직접적인 영향과 설명변수인 유효구인배율( $v_t/u_t$ )에 미치는 간접적인 영향도 동시에 통제하려고 한다. 추정방식에 따른 추정치의 차이를 살펴보기 위해 본 연구에서는 네 가지 방법으로 한국의 매칭함수를 추정한다. 먼저 내생성을 통제하지 않고 단순 최소자승 추정법을 사용하여 매칭함수를 추정한다. 그리고 매칭 효율성이 피설명변수에 미치는 직접 영향만을 일부 통제하고 최소자승 추정법으로 매칭함수를 추정한다. 이어서 매칭 효율성이 설명변수인 유효구인배율에 미치는 간접적인 영향만을 일부 통제하여 도구변수 추정법으로 매칭함수를 추정한다. 마지막으로 직접적인 영향과 간접적인 영향을 동시에 통제하는 Borowczyk-Martins et al.(2013)의 방법론을 사용하여 일반적률 추정법으로 매칭함수를 추정한다.

매칭 효율성이 피설명변수인 구직률에 미치는 직접적인 영향을 일부 통제하는 방식은 매칭 효율성과 관련이 있을 만한 관측가능한 변수를 설명변수로 추가하여 최소자승 추정법으로 추정하는 방식이다. Pissarides(1986), van Ours(1991) 및 이대창(2015) 등의 선행 연구들에서는 주로 실업급여 수급률, 실업급여 보장성 정도, 미스매치 정도를 나타내는 변수를 설명변수에 추가하여 매칭함수를 추정하고 있다. 또 다른 방법으로는 Sahin et al.(2014) 및 Shibata(2013)에서처럼 매칭 효율성을 4차 시간 추세(quartic time trend)로 근사하여 최소자승 추정법으로 추정할 수 있다. 이러한 추정모형의 설정은 매칭 효율성이 피설명변수인 구직률에 직접 영향을 미치는 부분은 주로 상대적으로 서서히 움직이는 구조적인 부분(low-frequency parts,  $\nu_t^f$ )이라는 가정하에 식 (3)과 같이 매칭 효율성의 구조적인 부분을 4차 시간 추세로 근사하고 있다. 전자의 방식과 관련해서는 이대창(2015)에서 충분히 다루어지고 있으므로, 본 논문에서는 보완적으로 후자의 방식을 따라 매칭함수를 추정한다.

$$\begin{aligned}
\log\left(\frac{h_t}{u_t}\right) &= \frac{\log(\Phi_t)}{\beta_0 + \nu_t} + \alpha \log\left(\frac{v_t}{u_t}\right) + \zeta_t = \beta_0 + \frac{\nu_t}{\nu_t^{jf} + \nu_t^{hf}} + \alpha \log\left(\frac{v_t}{u_t}\right) + \zeta_t \quad (3) \\
&= \beta_0 + \frac{\nu_t^{jf}}{\beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3 + \beta_4 t^4} + \nu_t^{hf} + \alpha \log\left(\frac{v_t}{u_t}\right) + \zeta_t \\
&= \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3 + \beta_4 t^4 + \alpha \log\left(\frac{v_t}{u_t}\right) + \frac{\xi_t}{\nu_t^{hf} + \zeta_t}
\end{aligned}$$

한편, 간접적인 영향을 일부 통제하는 경우는 Berman(1997), Banichon and Figura(2015), 이대창(2015) 등과 유사하게 내생성의 원인이 되는 설명변수인 유효구인배율( $v_t/u_t$ )의 1차 시차변수를 도구변수로 사용하여 도구변수 추정법으로 매칭 탄력성을 추정한다. 이러한 추정방식은 매칭 효율성에 미치는 충격(shocks)에 지속성이 있어 과거의 매칭 효율성 충격이 현재의 실업자 및 기업의 선택을 통해 현재 유효구인배율에 영향을 주는 경우 여전히 내생성 문제가 발생한다는 한계가 있다.

마지막으로 매칭 효율성이 피설명변수인 구직률에 미치는 직접적인 영향과 설명변수인 유효구인배율에 미치는 간접적인 영향을 동시에 고려하는 방법으로 Borowczyk-Martins et al.(2013)에서 제안된 일반적률 추정법을 사용한다. 이 방법은 매칭 효율성을 포함하고 있는 오차항( $\epsilon_t$ )을 식 (4)와 같이 ARMA( $p, q$ ) 과정으로 모형화하여 내생성을 통제한다. 앞서 언급한 것처럼 매칭 효율성이 설명변수인 유효구인배율에 간접적으로 영향을 미치는 내생성 문제까지 고려하여 매칭함수를 추정하는 방법이다.

$$\begin{aligned}
\log\left(\frac{h_t}{u_t}\right) &= \beta_0 + \alpha \log\left(\frac{v_t}{u_t}\right) + \frac{\log(\Phi_t) + \zeta_t}{\epsilon_t \sim ARMA(p, q)} \quad (4) \\
&= \beta_0 + \alpha \log\left(\frac{v_t}{u_t}\right) + \underbrace{\sum_{l=1}^p \rho_l \epsilon_{t-l} + \sum_{l=0}^q \gamma_l \omega_{t-l}}_{=\epsilon_t}
\end{aligned}$$

식 (4)에서 관측되지 않는 오차항( $\epsilon_t$ )을  $\epsilon_t = \sum_{l=1}^p \rho_l \epsilon_{t-l} + \sum_{l=0}^q \gamma_l \omega_{t-l}$ 로 표현할 수 있다. 여기서  $\omega_{t-l}$ 은 자기상관이 없는 오차(serially uncorrelated errors)를 나타낸다. 시차연산자(lag operator)  $L$ 을 사용하여 오차항을 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$P(L)\epsilon_t = Q(L)\omega_t \quad (5)$$

$$P(L) = 1 - \sum_{l=1}^p \rho_l L^l, \quad Q(L) = \sum_{l=0}^q \gamma_l L^l$$

식 (4)의 양변에  $P(L)$ 를 곱해서 항을 정리하면 다음과 같은 추정식이 도출된다.

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{h_t}{u_t}\right) &= \underbrace{\left(1 - \sum_{l=1}^p \rho_l\right)}_{\tilde{\beta}_0} \beta_0 + \sum_{l=1}^p \rho_l \log\left(\frac{h_{t-l}}{u_{t-l}}\right) + \alpha \log\left(\frac{v_t}{u_t}\right) - \sum_{l=1}^p \alpha \rho_l \log\left(\frac{v_{t-l}}{u_{t-l}}\right) + Q(L)\omega_t \\ &= \tilde{\beta}_0 + \sum_{l=1}^p \rho_l \log\left(\frac{h_{t-l}}{u_{t-l}}\right) + \alpha \log\left(\frac{v_t}{u_t}\right) - \sum_{l=1}^p \alpha \rho_l \log\left(\frac{v_{t-l}}{u_{t-l}}\right) + Q(L)\omega_t \quad (6) \end{aligned}$$

식 (6)을 바탕으로 일반적률 추정에 사용할 수 있는 적률조건(moment condition)들은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$E\left[\omega_t \log\left(\frac{v_{t-l}}{u_{t-l}}\right)\right] = 0, \quad E\left[\omega_t \log\left(\frac{h_{t-l}}{u_{t-l}}\right)\right] = 0, \quad \forall l \geq q+1 \quad (7)$$

본 연구에서 독립적으로 추정되어야 하는 파라미터의 수는 상수항을 제외한  $\alpha$ 와  $\rho_1, \dots, \rho_p$ 로 총  $p+1$ 개이므로 최소  $p+1$ 개의 적률조건이 필요하다. 본 연구에서는 Borowczyk-Martins et al.(2013)을 따라 보다 안정적인 추정치를 얻기 위해  $p+2$ 개의 적률조건을 사용하여 과다식별(over identification) 전략으로 매칭 탄력성을 추정한다. 구체적으로 다음과 같은 변수들을 도구변수로 사용할 것이다.<sup>16)</sup>

$$\left(\log\left(\frac{v_{t-(q+1)}}{u_{t-(q+1)}}\right), \dots, \log\left(\frac{v_{t-(q+(p+1))}}{u_{t-(q+(p+1))}}\right), \log\left(\frac{h_{t-(q+1)}}{u_{t-(q+1)}}\right)\right) \quad (8)$$

예를 들어  $p$ 를 3,  $q$ 를 2로 선택하는 경우 유효구인배율의 3차, 4차, 5차, 6차 시차변

16) 상수항과 월 더미변수들(monthly dummy variables)은 외생적이므로 본 연구의 모든 일반적률 추정에 상수항과 11개의 월 더미변수에 대한 적률조건을 포함시켰다.

수와 구직률의 3차 시차변수를 도구변수로 사용한다. 매칭 효율성이 ARMA(3,2) 과정을 따르는 경우 유효구인배율의 3차, 4차, 5차, 6차 시차변수와 구직률의 3차 시차변수는 현재의 매칭 효율성과 상관관계가 없기 때문이다. 다시 말해 매칭 효율성이 ARMA(3,2) 과정을 따른다는 것은 현재 실업자와 기업의 선택이 2기 전까지의 매칭 효율성 충격에 의해서도 영향을 받는다고 해석할 수 있다. 따라서 적률조건에 해당하는 도구변수를 선택할 때 적어도 3기 이전의 유효구인배율과 구직률을 사용해야 한다. 식 (8)과 관련된 적률조건과 더불어 상수항과 11개의 월 더미변수에 대한 적률조건을 포함시켰다. 상수항과 월 더미변수는 오차항에 대해 외생적이므로 이와 관련된 적률조건을 추가로 사용할 수 있으며, 특히 월 더미변수를 적률조건으로 추가한 경우에 다양한  $(p, q)$  조합에 대해 매칭 탄력성이 안정적으로 추정되었다.

오차항을 ARMA( $p, q$ ) 과정으로 모형화할 때 적정  $p^*$ 와  $q^*$ 의 선택은 Borowczyk-Martins et al.(2013)이 제안한 방법을 따른다. 과정을 간단히 요약하자면 다음과 같다.  $p$ 와  $q$ 의 최댓값을 상정해 두고, 그 범위 안에서 모든 가능한  $(p, q)$  조합에서 적절한  $p^* \in [1, \dots, p_{\max}]$ 와  $q^* \in [0, \dots, q_{\max}]$ 값을 찾는 것이다. 먼저, 모든  $p$ 와  $q$ 에 대해서 매칭 탄력성을 반복하여 추정하면서,  $p$ 의 계수가 통계적으로 유의한 최대 차수  $p^*$ 를 찾는다.  $p^*$ 가 찾아지면, 주어진  $p^*$ 에서 모든  $q$ 에 대해 잔차(residual)의 자기상관도 (autocorrelogram)를 살펴본 후 잔차의 구조인 MA( $q$ )와 자기상관도의 형태가 일치하는 적절한  $q^*$ 를 선택한다.<sup>17)</sup> 다시 말해 주어진  $q$ 에 대해서  $q$ 차 이후의 모든 자기상관 계수가 통계적으로 0과 다르지 않은지를 확인한다.

이와 같은 Borowczyk-Martins et al.(2013) 방식의 일반적률 추정법에서 한 가지 문제가 될 수 있는 부분은 식 (4)의 전체 오차항( $\epsilon_t$ )은 누락된 매칭 효율성과 함께 설명변수에 대한 측정오차(measurement error)를 반영하고 있을 오차( $\zeta_t$ )도 포함하고 있다는 점이

17) 본 연구에서는 매칭함수 추정식에서 오차항( $\epsilon_t$ )을 ARMA( $p, q$ ) 형태로 모형화하여 일반적률 추정법으로 매칭 탄력성을 추정하고 있다. 종속변수 자체를 ARMA( $p, q$ )로 모형화하여 최소자승 추정법 또는 최우추정법(MLE, maximum likelihood estimation)을 사용하는 경우에는 AIC, BIC 등의 정보기준(information criterion)을 사용하여 최적 모형을 선택할 수도 있다. 그러나 본 연구에서는 실제 확인이 불가능한 오차항을 ARMA( $p, q$ )로 모형화하고 일반적률 추정법을 사용하기 때문에 우도함수(likelihood function)에 근거한 정보기준을 사용하기 어려운 것으로 판단된다. 따라서 본 연구에서는 Borowczyk-Martins et al.(2013)이 제안한 방식을 따라 적정 시차 ( $p^*, q^*$ )를 선택한다. 참고로 Borowczyk-Martins et al.(2013)에서는 이 방식이 비공식적이긴 하나, 직관적이면서도 실행하기 쉬운 장점이 있다고 평가하고 있다.

다. 이들을 하나로 묶어서  $ARMA(p, q)$  과정으로 근사하는 경우 최종 오차항( $\epsilon_t$ )은 매칭 효율성과 설명변수에서의 측정오차 모두를 반영하게 되어 실제로  $ARMA(p, q)$  과정 근사로 통제되는 내생성이 매칭 효율성 누락에 따른 내생성인지 아니면 유효구인배율에 대한 측정오차로부터 발생하는 내생성인지를 구분할 수 없다. 제II장에서 언급한 것처럼 한국에서 빈 일자리 수 변수와 관련된 측정오차로 유효구인배율 측정에 오차가 발생하는 경우, 본 연구에서의  $ARMA(p, q)$  과정 근사가 실제로는 매칭 효율성 누락으로부터의 내생성뿐만 아니라 유효구인배율의 측정오차에서 발생하는 내생성도 통제하고 있을 가능성이 있다. 따라서 이러한 점을 고려하여 본 연구의 주요 분석 결과를 해석할 필요가 있다.

## IV. 추정 결과

### 1. 기본분석 결과

위의 내용들을 반영하여 네 가지 방법으로 한국의 노동시장 매칭함수를 추정하였다. 매칭함수에 사용된 구직률과 유효구인배율은 계절조정을 하지 않은 실업자 수와 빈 일자리 수를 사용하여 계산하였으며, 계산된 구직률과 유효구인배율 시계열을 계절조정하여 사용하였다. 분석에 사용된 기간은 2009년 6월부터 2019년 12월까지로 매칭함수 추정에 사용된 총 관측치는 최대 127개이다. <표 1>은 네 가지 방법으로 추정된 매칭함수의 추정 결과를 보여준다. 먼저 내생성을 고려하지 않고 단순 최소자승 추정법을 사용한 경우, 매칭 탄력성은 1.042로 추정되어 이론적으로는 1보다 클 수 없는 매칭 탄력성의 정의에 어긋나는 결과가 나타났다. 이는 매칭 효율성 누락에 따른 내생성 문제가 통제되지 않은 데서 발생하는 편의의 결과로 해석된다. 매칭 효율성이 피설명변수인 구직률에 미치는 영향을 4차 시간 추세로 근사화하여 최소자승 추정법으로 추정한 결과, 매칭 탄력성은 0.979로 나타나 내생성을 전혀 통제하지 않는 경우보다 추정치가 소폭 낮게 추정되었다.<sup>18)</sup> 한편, 매칭 효율성이 설명변수인 유효구인배율에 미치는 간접적인 영향 때문에 발생하는 내생성을 일부 통제한 도구변수 추정 결과, 매칭 탄력성은 1.077로 나타나 내생

18) Pissarides(1986), van Ours(1991) 및 이대창(2015) 등의 선행연구들에서처럼 실업급여 수급률, 실업급여 보장성 정도, 미스매치 정도를 설명변수를 추가하여 매칭 효율성을 추가로 통제하는 방식도 고려할 수 있다.

〈표 1〉 매칭함수 추정 결과

내생성 통제	통제하지 않음	직접효과 통제	간접효과 통제	직접 및 간접효과 동시 통제
추정방식	OLS	OLS with QTT	IV	GMM with $(p,q) = (3,2)$
$\hat{\alpha}$	1.042*** (0.033)	0.979*** (0.060)	1.077*** (0.047)	0.859*** (0.080)
$\hat{\rho}_1$	-	-	-	0.933*** (0.254)
$\hat{\rho}_2$	-	-	-	-0.300 (0.262)
$\hat{\rho}_3$	-	-	-	0.283* (0.164)
표본 수	127	127	126	121
기간	2009m6-2019m12			

주: 1) \*\*\*은 1% 수준의 통계적 유의수준(significance level)을 나타냄. \*\*는 5% 수준의 통계적 유의수준을 나타냄. \*는 10% 수준의 통계적 유의수준을 나타냄.

2) OLS는 최소자승 추정법, OLS with QTT는 4차 시간 추세를 반영한 최소자승 추정법, IV는 유효구인 배율의 1차 시차변수를 도구변수로 사용한 도구변수 추정법, GMM은  $(p,q) = (3,2)$ 를 가정하고 과다식별을 사용한 일반적률 추정법을 의미함.

3) 괄호 안의 수치는 강건 표준오차(robust standard error)를 의미.

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」; 고용노동부, 「사업체노동력조사」.

성을 통제하지 않은 추정치와 크게 다르지 않았다.

마지막으로 매칭 탄력성이 피설명변수와 설명변수에 미치는 영향을 동시에 고려하고 있는 일반적률 추정법을 사용하는 경우에는 Borowczyk-Martins et al.(2013)에서처럼  $p$ 의 최댓값은 4,  $q$ 의 최댓값은 6으로 설정하고 모든  $p$ 와  $q$ 의 조합에 대해서 일반적률 추정법으로 추정을 하였다. 과다식별을 사용하여 추정한 결과, 분석 기간 동안의 한국 자료에서는  $(p,q) = (3,2)$ 가 가장 적합한 것으로 나타났다.

〈표 2〉는 과다식별을 사용하는 경우 가능한 모든  $p \in [1, \dots, 4]$ 와  $q \in [0, \dots, 6]$ 에 대한 추정치들을 보여준다. 최대  $\rho_3$ 까지 통계적으로 유의한 값이 나타났기 때문에  $p$ 를 3으로 선택하였다. 그리고  $p$ 를 3으로 고정된 후 모든 가능한  $q$ 에 대해 잔차의 자기상관도를 그려보았다. [그림 3]에서 확인할 수 있듯이 각  $q$ 에 대해서  $q$ 차 이후의 모든 자기상관계수가 통계적으로 0과 다르지 않은지에 대한 확인을 한 결과,  $q$ 가 2인 경우에 잔차항의

〈표 2〉 매칭함수 추정 결과: 적정 시차의 결정

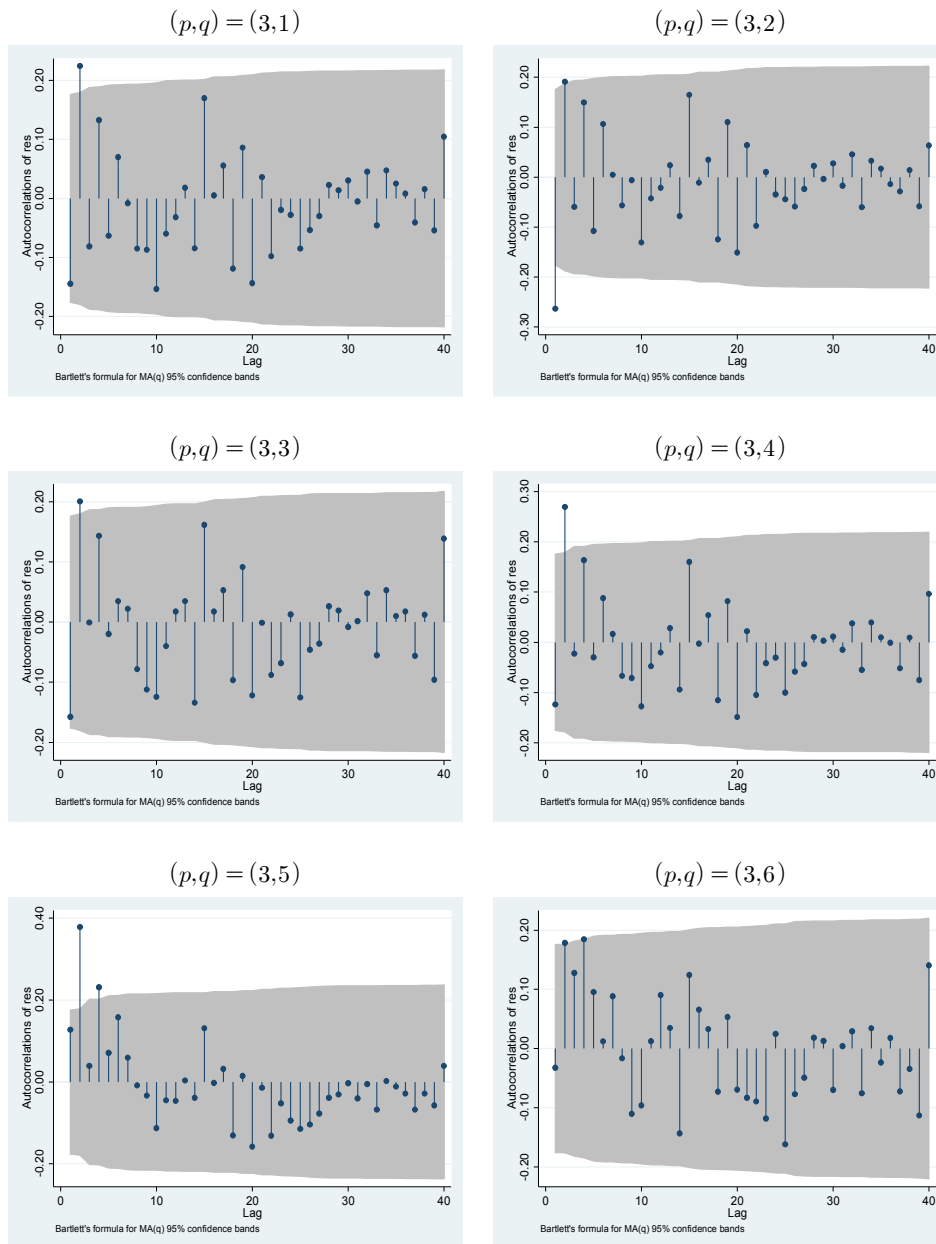
시차		상수항 ( $\beta_0$ )	매칭 탄력성 ( $\alpha$ )	$\rho_1$	$\rho_2$	$\rho_3$	$\rho_4$	P-value (Sargan)
p	q							
1	0	-0.252***	0.862***	0.900***				0.183
1	1	-0.257***	0.704***	0.924***				0.787
1	2	-0.250***	0.719***	0.931***				0.843
1	3	-0.254***	0.782***	0.957***				0.750
1	4	-0.246***	0.763***	0.921***				0.800
1	5	-0.246***	0.889***	0.874***				0.370
1	6	-0.247***	0.777***	0.795***				0.781
2	0	-0.263***	0.654***	0.547***	0.318***			0.765
2	1	-0.258***	0.717***	0.845***	0.054			0.843
2	2	-0.258***	0.660***	0.311	0.577			0.911
2	3	-0.256***	0.733***	0.700**	0.245			0.741
2	4	-0.251***	0.882***	0.790***	0.133			0.635
2	5	-0.250***	0.899***	1.015***	-0.161			0.472
2	6	-0.252***	0.710***	0.454	0.288			0.778
3	0	-0.245***	0.710***	0.485***	0.238	0.191		0.903
3	1	-0.227**	0.895***	0.863***	-0.275	0.388*		0.891
3	2	-0.244***	0.859***	0.933***	-0.300	0.283*		0.759
3	3	-0.237***	0.951***	0.912***	-0.350	0.327**		0.749
3	4	-0.240***	0.907***	0.838***	-0.335*	0.362**		0.680
3	5	-0.240***	0.871***	0.610**	-0.269	0.411**		0.703
3	6	-0.238***	1.020***	0.874***	-0.334**	0.220		0.021
4	0	-0.156	0.858***	0.541***	0.003	0.201	0.249	0.819
4	1	-0.240***	0.942***	0.922***	-0.441	0.301	0.290	0.464
4	2	-0.240***	0.908***	0.734***	-0.266	0.243	0.193	0.573
4	3	-0.243***	0.896***	0.760***	-0.225	0.155	0.144	0.629
4	4	-0.246***	0.827***	0.361	-0.099	0.146	0.314	0.811
4	5	-0.234***	1.103***	0.973***	-0.417**	0.273	-0.032	0.019
4	6	-0.242***	0.936***	0.911***	-0.273	0.452*	-0.260	0.067

주: 1) \*\*\*은 1% 수준의 통계적 유의수준(significance level)을 나타냄. \*\*는 5% 수준의 통계적 유의수준을 나타냄. \*는 10% 수준의 통계적 유의수준을 나타냄.

2) Sargan(p-value)는 과다식별로 사용된 적률조건의 유효성 검정에 대한 p-value를 의미하며, 추가적인 적률조건이 유효한 경우가 귀무가설임.

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」; 고용노동부, 「사업체노동력조사」.

[그림 3] 잔차의 자기상관도(autocorrelogram)



주: 음영 처리된 부분은 자기상관 계수의 95% 신뢰구간을 의미.



구조가 추정에 사용한 가정에 가장 적합한 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서는  $p$ 가 3이고  $q$ 가 2인 경우를 매칭함수 추정치의 기본(baseline) 결과로 선택한다.

이상의 내용을 반영하여 일반적률 추정법으로 매칭 탄력성을 추정한 결과 다른 추정법으로 추정한 결과보다 크게 낮아져 0.859로 나타났다. 이는 한국에서 매칭함수를 추정할 때 상당한 내생성 문제가 발생하고 있으며, 매칭 효율성이 간접적으로 실업자 수 및 빈 일자리 수에 영향을 주고 있을 가능성이 큼을 시사한다. <표 3>은 미국의 자료<sup>19)</sup>를 활용한 해외 선행연구에서의 매칭함수 추정 결과들과 본 연구에서 한국의 매칭함수 추정 결과를 비교하고 있다. 미국과 한국의 경제 및 노동시장 구조가 다르고 분석 시점도 다르므로 적절한 비교가 아닐 수 있으나 추정치를 단순 비교하면 한국에서 매칭 탄력성은 미국보다 상당히 높은 것으로 나타난다. 같은 방식을 사용한 일반적률 추정치만을 비교해 보면 미국의 매칭 탄력성은 0.661 또는 0.692 정도로 나타나지만, 한국의 경우에는 0.859로 높게 나타나고 있다. Petrongolo and Pissarides(2001)에서 소개하고 있는 미국 외 다른 나라들의 매칭 탄력성에 비해서도 높은 수치이다. 한국에서 분석 기간 동안 유효구인배율의 평균이 0.93으로 1보다 작으며 서론에서 언급된 매칭 탄력성의 의미를 고려할 때, 한국에서 개별 구인기업 측면에서의 긍정적 외부효과가 미국보다 상대적으로 더 크게 나타나는 것으로 볼 수 있다. 이는 한국에서 실업자의 혼잡으로 인한 실업자들의 경쟁 심화가 구인기업 입장에서는 적절한 지원자를 선별하는 데에 더 큰 도움을 주고 있는 것으로 해석할 수 있다. 반면, 개별 실업자 측면에서는 실업자 혼잡에 따라 구직확률이 낮아져 일자리 찾기가 더 어려워지는 부정적 외부효과가 미국에서보다 상대적으로 더 크게 나타나고 있는 것으로 해석할 수 있다.

한편, 미국의 경우 일반적률 추정에서  $(p, q) = (3, 3)$ 이 가장 적합한 조합으로 나타나 매칭 효율성의 시계열적 특성이 한국과 유사하게 나타나고 있음을 추론할 수 있다. 한 가지 주목할 점은 Sahin et al.(2014)의 추정치를 살펴보면 미국에서는 4차 시간 추세를 추가한 최소자승 추정치와 일반적률 추정치가 크게 다르지 않다는 점이다. 한편, Borowczyk-Martins et al.(2013)에서 4차 시간 추세를 포함하고 있지 않은 미국의 최소자승 추정치는 내생성을 통제한 앞의 추정치들과 크게 차이가 나고 있다. 이러한 추정치 간의 차이를 바탕으로 추론해 보면, 미국에서도 매칭함수 추정에 있어 내생성 문제가 있

19) 미국에서 실업자 정보는 한국의 경제활동인구조사와 유사한 CPS(Current Population Survey)를 사용하고 있고, 신규 고용과 빈 일자리 정보는 한국의 사업체노동력조사와 유사한 JOLTS(Job Openings and Labor Turnover Survey)를 사용하고 있다.

〈표 3〉 한국과 미국의 매칭함수 추정 결과 비교

구분	본 연구				Sahin et al.(2014)		Borowczyk-Martins et al.(2013)	
	OLS	OLS with QTT	IV	GMM	OLS with QTT	GMM	OLS	GMM
$\hat{\alpha}$	1.042 (0.033)	0.979 (0.060)	1.077 (0.047)	0.859 (0.080)	0.654 (0.010)	0.661 (0.037)	0.842 (0.013)	0.692 (0.062)
표본 수	127	127	126	121	126	126	133	129
(p,q)	-	-	-	(3,2)	-	(3,3)	-	(3,3)
국가	한국				미국			
기간	2009m6-2019m12				2000m12-2011m6		2000m12-2012m1	

주: 1) OLS는 최소자승 추정법, OLS with QTT는 4차 시간 추세를 반영한 최소자승 추정법, IV는 유효구인배율의 1차 시차변수를 도구변수로 사용한 도구변수 추정법, GMM은 과다식별을 사용한 일반적률 추정법을 의미함.

2) 괄호 안의 수치는 강건 표준오차(robust standard error)를 의미.

으나 주로 매칭 효율성이 피설명변수인 구직률에 직접 영향을 미치고 있음을 예상할 수 있다. 4차 시간 추세를 추가하여 직접적인 영향을 통제된 경우와 직접적인 영향과 간접적인 영향을 모두 통제하는 일반적률 추정치와 큰 차이가 없게 나타나기 때문이다. 반면, 한국의 경우에는 4차 시간 추세를 포함한 경우와 아닌 경우의 최소자승 추정치도 다르고, 일반적률 추정치도 크게 달라 매칭 효율성이 직접적 그리고 간접적인 측면 모두에서 내생성을 일으키는 것으로 보인다.

## 2. 분석 기간별 추정

본 연구의 기본분석에서는 빈 일자리 정보가 가용한 2009년 6월부터 2019년 12월의 전 기간 표본을 사용하여 매칭함수를 추정하였다. 그러나 [그림 1]에서의 실업자 추이를 살펴보면 글로벌 금융위기의 여파로 2010년 초반(1-2월)에 실업자 수가 큰 폭으로 상승하였으며, 반대로 2019년 하반기(8월 이후)에는 실업자 수가 급감한 것을 확인할 수 있다.<sup>20)</sup> 기본분석에서는 이러한 특별한 기간을 모두 포함하여 매칭함수를 추정하였으나, 두 기간의 경제 및 노동시장의 구조적 요인의 변화가 매칭 효율성 및 매칭 탄력성에 영

20) 2019년 8월 이후에 실업자 수 및 실업률이 급감한 이유에 대한 분석은 본 연구의 범위를 넘으므로 별도의 연구를 통해 그 원인이 자세히 파악될 수 있기를 기대한다.

〈표 4〉 분석 기간별 매칭함수 추정 결과

	기본분석	글로벌 금융위기 기간 제외	2019년 제외
$\hat{\alpha}$	0.859*** (0.080)	0.829*** (0.088)	0.755*** (0.101)
표본 수	121	107	119
$(p, q)$	(3, 2)	(4, 2)	(3, 2)
기간	2009m6-2019m12	2010m7-2019m12	2009m6-2018m12

주: 괄호 안의 수치는 표준오차(standard error)를 의미.

향을 미쳤을 가능성이 있다. 이를 확인하기 위해 글로벌 금융위기의 영향이 반영되어 있을 가능성이 큰 2009년 6월부터 2010년 6월까지의 표본을 제외한 경우와 실업자 수가 급감한 2019년 표본을 제외한 경우에 대해서도 기본분석과 유사한 방식으로 매칭함수를 추정하였다.

〈표 4〉에서 확인할 수 있듯이 글로벌 금융위기 기간을 제외하고 추정한 경우 매칭 탄력성의 추정치는 소폭 낮은 0.829로 나타났다. 해당 기간에 가장 적합한 오차항(또는 매칭 효율성)의 시계열 구조는  $(p, q) = (4, 2)$ 로 나타나 기본분석에서 사용한  $(p, q) = (3, 2)$ 와는 차이가 났다. 이러한 추정 결과로부터 글로벌 금융위기 기간에는 매칭 효율성에 변화가 나타났음을 추론할 수 있다. 글로벌 금융위기 기간에 매칭 탄력성이 다른 기간과 유사한 수준을 유지했다는 것은 동일한 매칭 효율성 하에서 실업자와 빈 일자리의 결합이 채용으로 연결되는 방식에는 크게 변화가 없었으며 실업자와 빈 일자리의 평균적인 특성도 크게 변하지 않았다는 의미로 해석할 수 있다.

한편, 다양한 노동시장 제도 변화 및 정부의 직접 일자리 정책의 효과가 반영되어 있을 가능성이 큰 2019년 표본을 제외한 경우 매칭 탄력성 추정치는 기본분석에서보다 상당 수준 작게 추정되어 0.755로 나타났다. 해당 기간에 가장 적합한 오차항의 시계열 구조는 기본분석과 같게 나타났다. 2019년 표본을 제외하고 추정하였을 때에는 매칭 효율성의 시계열 구조는 유사하게 유지되는 가운데 매칭 탄력성은 크게 줄어들어, 매칭 효율성에는 큰 변화가 없지만 실업자 및 빈 일자리의 특성 자체가 변했을 가능성을 시사한다. 2019년 표본을 포함하고 매칭함수를 추정할 경우 매칭 효율성의 구조적 변화 없이 매칭 탄력성이 높아진다는 것은 채용의 빈 일자리에 대한 탄력성이 높아진다는 의미로 빈 일자리를 늘릴 때 채용으로 연결되는 비율이 높아진다는 것을 의미한다. 이는 2019년에 정부가 노인 일자리 등 직접 일자리를 큰 폭으로 늘려 경제 전체의 일자리 구성이 변했을 가능성을 시사한다. 정부가 제공하는 직접 일자리는 다른 민간 일자리에 비교하여

채용으로 이어질 가능성이 크며, 경제 내에 정부가 직접 제공하는 공공 일자리가 많아지는 경우 매칭 효율성과 무관하게 일자리 특성으로 인해 매칭 탄력성이 크게 나타날 수 있을 것으로 판단된다.

### 3. 규모수익불변(CRS) 가정의 완화

기본분석에서는 규모수익불변의 매칭함수를 가정하였다. 본 절에서는 규모수익불변 가정을 완화하여 매칭함수를 다시 추정한다. 규모수익불변을 가정하지 않는 경우 식 (1)의 매칭함수는 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$h_t = \Phi_t m(u_t, v_t) = \Phi_t u_t^\delta v_t^\alpha \quad (0 \leq \delta \leq 1, 0 \leq \alpha \leq 1) \quad (9)$$

여기서  $\delta$ 는 실업자에 대한 매칭 탄력성을 나타낸다. 식 (9)의 매칭함수를 바탕으로 일반적률 추정법을 적용할 추정식을 다시 쓰면, 식 (6)은 아래의 식 (10)과 같이 변경된다.

$$\log\left(\frac{h_t}{u_t}\right) = \underbrace{\left(1 - \sum_{l=1}^p \rho_l\right)}_{\tilde{\beta}_0} \beta_0 + \sum_{l=1}^p \rho_l \log\left(\frac{h_{t-l}}{u_{t-l}}\right) + \alpha \log\left(\frac{v_t}{u_t}\right) - \sum_{l=1}^p \alpha \rho_l \log\left(\frac{v_{t-l}}{u_{t-l}}\right) \quad (10)$$

$$+ (\alpha + \delta - 1) \log(u_t) - \sum_{l=1}^p (\alpha + \delta - 1) \rho_l \log(u_{t-l}) + Q(L)\omega_t$$

일반적률 추정법으로 추정할 때, 식 (8)의 적률조건과 함께  $\log(u_t)$ 의  $q+1$ 차,  $q+2$ 차,  $q+3$ 차 시차변수에 대한 적률조건을 추가로 사용하였다.<sup>21)</sup>

<표 5>는 규모수익불변 가정을 완화하였을 때의 매칭함수 추정 결과를 보여준다. 최소자승 추정법과 도구변수 추정법을 사용한 경우 추정 결과가 비슷하게 나타났으며, 실업자에 대한 매칭 탄력성( $\delta$ )이 음수로 추정되어 식 (9)의 매칭함수 정의에 부합하지 않았다. 4차 시간 추세를 반영한 최소자승 추정법으로 추정한 경우와 일반적률 추정법으로 추정한 경우에는 실업자에 대한 매칭 탄력성이 통계적으로 유의하지 않았다.<sup>22)</sup> 실업자에

21) 적률조건 선택에 따라 추정치에 약간 차이가 발생하나, 분석결과에 큰 변화를 주지는 않는다.

22) Borowczyk-Martins et al.(2013)에서도 규모수익불변 가정을 완화하여 일반적률 추정법을 사용한 경우 실업자에 대한 매칭 탄력성 추정치는 통계적으로 유의하지 않았다.

〈표 5〉 매칭함수 추정 결과: 규모수익불변(CRS) 가정 완화

내생성 통제	통제하지 않음	직접효과 통제	간접효과 통제	직접 및 간접효과 동시 통제
추정방식	OLS	OLS with QTT	IV	GMM with $(p, q) = (3, 2)$
$\hat{\alpha}$	1.025*** (0.035)	0.971*** (0.080)	1.049*** (0.046)	0.809*** (0.077)
$\hat{\delta}$	-0.077** (0.037)	0.034 (0.064)	-0.118** (0.056)	0.067 (0.070)
P-value ( $H_0 : CRS$ )	0.158	0.946	0.091	0.176
표본 수	127	127	126	121
기간	2009m6-2019m12			

주: 1) \*\*\*은 1% 수준의 통계적 유의수준(significance level)을 나타냄. \*\*는 5% 수준의 통계적 유의수준을 나타냄. \*는 10% 수준의 통계적 유의수준을 나타냄.  
 2) OLS는 최소자승 추정법, OLS with QTT는 4차 시간 추세를 반영한 최소자승 추정법, IV는 유효구인 배율의 1차 시차변수를 도구변수로 사용한 도구변수 추정법, GMM은  $(p, q) = (3, 2)$ 를 가정하고 과다식별을 사용한 일반적률 추정법을 의미함.  
 3) 괄호 안의 수치는 강건 표준오차(robust standard error)를 의미.  
 4) P-value( $H_0 : CRS$ )는 매칭함수가 규모수익불변( $\alpha + \delta = 1$ )을 따른다는 귀무가설 검정에 대한 p-value를 의미.

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」; 고용노동부, 「사업체노동력조사」.

대한 매칭 탄력성 추정치가 의미 있게 추정되지는 않았지만, 모든 추정방식에 대해 1% 및 5% 유의수준에서 매칭함수가 규모수익불변을 따르는 것으로 나타났다. 특히, 일반적률 추정법을 사용한 경우에는 10% 유의수준에서도 규모수익불변의 귀무가설을 기각시킬 수 없었으며, 빈 일자리에 대한 매칭 탄력성 추정치도 규모수익불변을 가정하고 매칭함수를 추정한 결과와 크게 차이가 나지 않았다. 따라서 본 논문의 기본분석에서 매칭함수가 규모수익불변을 따른다고 가정하는 것은 큰 문제가 되지 않을 것으로 판단된다.

## V. 결론

노동시장 매칭함수 추정에서 온전히 통제되지 않아 추정식의 오차항에 포함될 가능성이 큰 매칭 효율성은 직접적으로 피설명변수인 구직률에 영향을 미치고 간접적으로는 설명변수인 유효구인배율에 영향을 미쳐 내생성을 발생시킨다. 대부분의 선행연구에서는

매칭 효율성이 실업자와 기업의 선택에 영향을 미쳐 내생성이 발생하는 부분을 명시적으로 고려하지 않은 것으로 보인다. 본 논문에서는 직간접적인 내생성 문제를 완화하기 위해 Borowczyk-Martins et al.(2013)의 방식을 준용하여 한국의 매칭함수를 추정하였다. 구체적으로 관측되지 않는 매칭 효율성을  $ARMA(p, q)$  과정으로 근사하고 일반적률 추정법으로 내생성을 통제하였다. 2009년 6월부터 2019년 12월까지의 경제활동인구조사와 사업체노동력조사의 월 자료를 사용하여 한국의 매칭함수를 추정한 결과, 매칭 효율성은  $ARMA(3,2)$  과정으로 근사할 수 있으며 빈 일자리에 대한 채용의 탄력성을 나타내는 매칭 탄력성은 0.859로 나타났다. 추정 방법, 분석 기간, 경제 및 노동시장 구조가 달라 직접 비교는 어렵지만, 다른 나라의 매칭 탄력성에 비해서 높은 수준으로 판단된다. 이러한 분석 결과는 탐색 마찰에 따른 실업자의 혼잡이 기업의 구인확률을 높이는 긍정적 외부효과가 한국에서 다른 나라에서보다 상대적으로 크게 나타나고 있음을 시사한다. 반면, 개별 실업자 측면에서는 실업자 혼잡에 따라 구직확률이 낮아져 일자리를 찾기 어려워지는 부정적 외부효과가 다른 나라들과 비교하여 상대적으로 더 크게 나타나고 있는 것으로 해석할 수 있다. 실업률이 크게 상승했던 글로벌 금융위기 기간을 분석에서 제외했을 때 매칭 탄력성은 0.829로 추정되어 기본분석과 유사하게 나타나는 가운데 매칭 효율성의 시계열 구조는  $ARMA(4,2)$ 로 변해 매칭 효율성에 구조적 변화가 있었음을 추론할 수 있다. 한편, 실업률이 크게 감소했던 2019년 기간을 분석에서 제외했을 때 매칭 탄력성은 0.755로 크게 낮아졌으나, 매칭 효율성의 시계열 구조는 기본분석과 유사하게 나타났다. 이러한 추정 결과는 2019년에 정부의 직접 일자리 증가로 인해 경제 내 일자리의 평균적인 특성이 변했을 가능성을 시사한다.

일자리 탐색모형(search and matching model)을 활용하는 경기변동 관련 연구에서 매칭 탄력성의 추정치도 중요하지만, 매칭 효율성의 외생적 변화 역시 분석 결과에 의미 있는 영향을 미칠 수 있다. 본 연구에서 매칭 효율성을 결정하는 요인에 대해서는 밝히지는 못하지만, 매칭 효율성의 시계열 구조를 파악할 수는 있었다. 이러한 연구 결과는 일자리 탐색모형을 활용하는 한국의 경기변동 연구에서 매칭 효율성을 단순히 상수 또는  $AR(1)$  과정으로 가정하는 방식은 적합하지 않을 수 있음을 시사한다. 다만, 한국에서 빈 일자리 수 변수와 관련된 측정오차가 상대적으로 큰 경우 본 연구에서  $ARMA(p, q)$  과정 근사로 통제하는 부분은 매칭 효율성 누락으로부터의 내생성뿐만 아니라 유효구인배율의 측정오차에서 발생하는 내생성도 포함하게 된다. 따라서 이 점을 고려하여 본 연구의 주요 분석 결과, 특히 매칭 효율성의 시계열 특성과 관련된 결과 해석에 유의할 필요

가 있다. 또한, 본 논문에서는 방법론의 한계로 인해 매칭 효율성이 왜 특정 시계열 구조를 가지며 어떤 이유로 매칭 효율성이 변화하는지는 파악할 수 없었다. 따라서 본 논문의 추정 결과는 구직급여 수급률, 미스매치 정도 등 매칭 효율성과 관련된 변수를 직접 설명변수로 추가하여 매칭함수를 추정하는 다른 선행연구들과 보완적으로 활용될 필요가 있다. 후속연구를 통해서 매칭 효율성의 결정 요인에 대한 분석이 이어지기를 바란다.

## 참고문헌

- 고용노동부. 「사업체노동력조사」. 2009-2019.
- 고용노동부. 「사업체노동력조사 조사표」. 2019년 호. 2019.
- 변종석·전병유. 『한국 현실에 맞는 빈 일자리(Job Openings) 개념 정립방안 연구』, 고용노동부 용역보고서, (사)한국조사연구학회, 2012.
- 이대창. 「한국의 구인·구직 매칭함수 추정」. 『노동경제논집』. 38권 1호, (2015. 3): 1-30.
- 통계청. 「경제활동인구조사」. 2009-2019.
- Barnichon, Regis and Andrew Figura. “Labor Market Heterogeneity and the Aggregate Matching Function.” *American Economic Journal: Macroeconomics* 7 (4) (October 2015): 222-249.
- Berman, Eli. “Help Wanted Job Needed: Estimates of a Matching Function from Employment Service data.” *Journal of Labor Economics* 15 (1) (January 1997): 251-291.
- Borowczyk-Martins, Daniel, Gregory Jolivet, and Fabien Postel-Vinay. “Accounting for Endogeneity in Matching Function Estimation.” *Review of Economic Dynamics*, 16 (2) (July 2013): 440-451.
- Hosios, Arthur J. “On The Efficiency of Matching and Related Models of Search and Unemployment.” *Review of Economic Studies* 57 (2) (April 1990): 279-298.
- Mortenson, T. Dale, and Christopher A. Pissarides. “Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment.” *Review of Economic Studies* 61 (3) (July 1994):

397-415.

van Ours, Jan C. “The efficiency of the Dutch Labour Market in Matching Unemployment and Vacancies.” *De Economist* 139 (3) (September 1991): 358-378.

Petrongolo, Barbara and Christopher A. Pissarides. “Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function.” *Journal of Economic Literature* 39 (2) (June 2001): 390-431.

Pissarides, Christopher A. “Unemployment and Vacancies in Britain.” *Economic Policy* 1 (3) (October 1986): 499-559.

Sahin, Aysegul, Joseph Song, Giorgio Topa, and Giovanni L. Violante. “Mismatch Unemployment.” *American Economic Review* 104 (11) (November 2014): 3529-3564.

Shibata, Ippei. “Is Labor Market Mismatch a Big Deal in Japan?” IMF Working Paper, International Monetary Fund, 2013.

Shimer, Robert. “Reassessing the Ins and Outs of Unemployment.” *Review of Economic Dynamics* 15 (2) (April 2012): 127-148.



---

abstract

---

## Estimation of the Matching Function in Korea by Mitigating Endogeneity Problems

Jiwoon Kim

This paper estimates a matching function in Korea by using the method of Borowczyk-Martins et al. (2013) in order to mitigate endogeneity problems. The endogeneity was controlled through the GMM estimation by approximating the unobserved matching efficiency with the  $ARMA(p, q)$  process. The monthly data from the Economically Active Population Survey and Labor Force Survey at Establishments from June 2009 to December 2019 were used for the estimation. The matching elasticity that indicates the elasticity of new hires with respect to vacancies was estimated to be 0.859. When excluding 2019 samples, which had a large number of direct jobs provided by the government, the matching elasticity was lowered to 0.755, but still higher than that of other countries.

Keywords: matching function, vacancy, unemployment, matching elasticity, matching efficiency