

中国の労働市場におけるマッチング関数の誘導型推定

劉 洋*

要旨

本稿は誘導型推定のアプローチで、労働者グループの異質性を考慮したマッチング関数を推定し、中国労働市場の求人・求職マッチング過程を考察した。中国の事情に基づき、求職努力、技術進歩、企業改革と雇用規模という四つの変数をマッチング関数に取り入れ、労働市場全体のマッチング関数を非線形推定した。その結果より都市住民失業者、オン・ザ・ジョブ・サーチ求職者と、農村移民求職者という三つのグループに同じ労働市場において求職能力の格差がある事が検証された。そして、求職努力、技術進歩、企業改革と雇用規模という四つの要因が労働市場全体のマッチング過程に及ぼす影響を明らかにした。最後に、SUR推定（Seemingly unrelated regression）を用いて、それら三つの労働者グループ別のマッチング関数を推定して、求職努力、技術進歩、雇用規模などが各労働者グループの新規雇用に及ぼす影響を考察した。

キーワード

マッチング関数、中国の労働市場、非線形推定、SUR推定

1. はじめに

労働市場のマッチング関数推定は既に多くの国で行われてきた。従来の労働需要・労働供給のアプローチに対して、マッチング理論では労働市場の情報不完全性と摩擦を考慮に入れ、新規雇用は単なる労働需給の差によって決まるのではなく、求職者と求人のマッチングによって決まるものであるとされている。本研究では、三つの異質な求職者グループを直接マッチング関数に組み入れることによって、実証的なマッチングモデルの拡張を試みた。また、中国のデータを用いて、非線形推計およびSUR推定（Seemingly unrelated

regression）を行い、中国における労働市場マッチングの性格を考察した。

多くの国の先行研究において、マッチング関数の妥当性が検証されている。例えば、Pissarides (1986) のイギリスにおけるマッチング関数の推定や Blanchard and Diamond (1989) のアメリカにおけるマッチング関数の推定では、仮説検定により妥当性が支持され、そして多くの研究においては規模に関して収穫一定である結果が得られた (Petrongolo and Pissarides, 2001)。さらに、Kano and Ohta (2005) は日本の都道府県別年度別のパネルデータを用いたマッチング関数の推定により、日本の労働市場においては規模に関して収穫逓減であるとし、人口規模と経済規模による影響も検証した。また、求職者の異質性を考慮し、Hynninen (2009) は、長期失業者及び労働力外の求職者が労働市場全体の

* (一般財団法人) アジア太平洋研究所
〒530-6691 大阪市北区中之島6-2-27
中之島センタービル
京都大学経済学研究科
〒606-8501 京都市左京区吉田本町

マッチング過程に与える影響を考察した。

しかし、中国都市部の労働市場におけるマッチング関数の推定はほとんどなかった。中国労働市場の状況は複雑であり、特に農村部からの大規模な出稼ぎは、基本的なマッチング関数で捉えることはほぼ不可能である。都市住民失業者の多くは九十年代の国有企業改革によりリストラされた労働者であり、平均年齢が高く、市場競争での適合性も低いが、政府による手厚い再就職の支援を受けている。それに対して、農村からの移民労働者は、戸籍制度によって安定的な移住が難しく、従事する仕事は短期的、低技術的なものが多い事に加え、留保賃金が低いが、体力に優れる点から都市部での就職が進んでいる。ただし、注意すべきところは、農村移民労働者は農村部で農業の仕事を持つため、非自発的な失業だとは認められておらず、正式的な失業統計に入っていない。さらに、中国都市部労働市場には、オン・ザ・ジョブ・サーチを行っている在職の求職者もいる。その労働者グループの求職時間は短く、留保賃金は高いが、スキルが高いことがメリットである。以上のように、中国労働市場には異質な労働者グループが三つあり、それぞれ都市住民失業者、農村移民求職者と、オン・ザ・ジョブ・サーチの求職者とする¹⁾。それらの三つの労働者グループの異質性を考慮し、直接にマッチング関数に取り入れることで、複雑な中国労働市場を分析する。

2. 理論モデル

マッチング理論の基本モデルは以下のようになる (Pissarides, 1979, Blanchard and Diamond, 1994, Cahuc and Zylberberg, 2004)。労働市場にある時点で D 人の求職者と V 個の空席があるとする。ある求職者、 i が、同時に e_i 個の応募をランダムに V 個の空席へ出す。 e_i は $e_i \leq V$ を満たし、求職者 i の求職努力と定義する。一つの空席が求職者 i の応募を受

け取る確率は e_i/V となる。また、この空席が求職者 i に応募されない確率は $1 - (e_i/V)$ である。したがって、労働市場にある一つの空席が、誰にも応募されない確率 P^{i0} は、次のようになる。

$$P^{i0} = \prod_{i=1}^{i=D} (1 - \frac{e_i}{V})$$

そして、労働市場にある一つの空席が、少なくとも一つの応募を受け取る確率 P^{i1} は、次のようになる。

$$P^{i1} = 1 - \prod_{i=1}^{i=D} (1 - \frac{e_i}{V})$$

労働市場に V 個の空席があると仮定したので、労働市場全体の空席と労働者のマッチングの数はこのようになる。

$$M = VP^{i1} = V[1 - \prod_{i=1}^{i=D} (1 - \frac{e_i}{V})]$$

労働市場では普通、空席の数 V は一人の求職者が出した応募の数 e_i よりずっと大きいので、 $1 - (e_i/V)$ は $\exp[-(e_i/V)]$ に近似できる。求職者全体の e_i の平均は \bar{e} とする。従って、基本的なマッチング関数はこのように得られる。:

$$M = M(V, \bar{e}D) = V\{1 - \exp[-(\frac{\bar{e}D}{V})]\}$$

以上のように、マッチング関数は V と D に関する増加関数であり、そして V と D に関して一次同時であることが分かった。それに基づき、実証研究ではしばしば、 $M(V, \bar{e}D)$ をコブ・ダグラス関数の形に仮定する (Petrongolo and Pissarides, 2001, Cahuc and Zylberberg, 2004)。マッチングの数 M は新規雇用のフローとし、空席 V と求職者 D はストックとする。

さらに、実証研究ではマッチングの数 M を新規雇用として仮定しているのだから、空席 V 、求職者 D 、および求職の努力 \bar{e} ²⁾ 以外に、新規雇用に影響を及ぼすその他の変数も考えられる。それらの変数は研究によって異なる (Petrongolo and Pissarides, 2001) が、中国においては、以下の三つの変数が考えられる。

- 技術進歩：発展途上国である中国は、自国の技術革新や、先進国から取り入れた新しい技術によって、技術進歩や生産性上昇が目立つ国である。企業によっては技術進歩につれ、求められる労働者のスキルが上昇していくので、求職者が所有する技術は、企業に求められる技術にうまくマッチングできないことが発生することがある。したがって、技術進歩や生産性上昇が労働市場マッチングに影響を及ぼすことが予想される。
- 企業改革：中国で九十年代から実施された国有企業改革により、大規模なリストラが行われ、効率が低い職が多く消滅した。そして、リストラされた労働者の多くは長い間、競争が少ない国有企業で低効率の仕事に従事していたので、労働能力が低い人が多い。それにより、失業の求職者と求人の中に、スキル・ミスマッチが生じる可能性が考えられる。
- 雇用規模：各地域の雇用規模もマッチングの効率性に影響を及ぼす。雇用規模が大きい地域においては、労働者が相応しい求人情報を入手するまで、時間などのコストがより多くかかると考えられる。以上を考慮し、本研究は誘導型推計を用いて、基本モデルを次のように設定する。

$$M = V^m S^m \exp(je, \Delta p, \lambda, E).$$

ここで、 je は職探し努力、 Δp は技術進歩、 λ は企業改革、 E は雇用規模を示す変数である。

3. データ

本研究は、中国職業紹介所のデータを利用する。主なデータは職業紹介所で行われた求職、求人、およびその中から生み出された新規雇用のデータである³⁾。職業紹介所は中国各地に存在しており、全国合わせて約三万か所もあり、労働者の求職、企業の求人にも重要な手段である。政府が運営する職業紹介

所が多いが、政府の許可を得て、政府に監督された上で運営する民間の職業紹介所も存在する。

マッチング関数の推定に利用されるのはマクロ・ベースのデータ (Cahuc and Zylberberg, 2004) なので、中国職業紹介所の年度別、地域別のマクロデータを利用する。一部の年度には農村移民労働者の統計がないので、実際に計量分析に用いられるデータは1996-1998年と2005-2008年の七年間、29省⁴⁾のパネルデータである (空白となった観測値もあるので、利用される総観測値数は171となる)。

さらに、職探し努力のデータは存在しないので、代理変数を用いることとなる。前章に紹介した理論によると、職探し努力は実際にその求職者が出した応募の数なので、職業紹介所が増えると、その求職者がより多くの応募ができる。従って、職探し努力は、雇用規模毎の職業紹介所の数という代理変数を使う。最後に、そのほかの変数は政府公表の生産に関するマクロデータを用いる。 Δp は労働生産性上昇のデータで (実質)、 E は第二次産業と第三次産業における雇用者数、 λ は職破壊率のデータである。記述統計は表1となっている。

表1 使用された変数の記述統計量

変数	単位	平均	標準偏差	最小値	最大値
M	万人	63.98	61.98	1.20	360.20
H^a	万人	25.11	21.47	0.92	121.20
H^b	万人	9.61	15.33	0.10	105.40
H^m	万人	30.44	33.18	0.17	206.40
V	万人	115.77	168.08	2.50	1230.20
U	万人	45.01	50.06	1.69	322.50
S^a	万人	20.02	34.92	0.09	239.10
S^m	万人	51.44	72.40	0.16	450.50
je	-	1.15	0.66	0.25	3.19
Δp	元(人民元)	3255.20	2339.65	119.58	13739.81
λ	-	0.06	0.04	0.00	0.35
E	万人	1307.03	859.55	89.00	3746.13

4. 労働市場全体のマッチング関数

中国都市部労働市場には、失業者だけでなく、農村部からの移民労働者 S^m 、オン・ザ・ジョブ・サーチをしている求職者 S^e もいる。基本的なマッチング関数の形 $M(U, V)$ で推計すれば、バイアスが生じることとなる。先行研究では、オン・ザ・ジョブ・サーチの求職者を考慮する場合、 $m(U+S^e, V)$ という形が一般的に用いられている。(Pissarides, 2000, Petrongolo and Pissarides, 2001)。ただし、それは失業者とオン・ザ・ジョブ・サーチの労働者が同質である仮定が必要となる。しかし中国においては、失業者、農村移民求職者とオン・ザ・ジョブ・サーチの求職者の間の異質性が無視できない。したがって、Van Ours (1995)に基づき、以下のように異質性を考慮したマッチング関数を仮定する。

$$M = V^m (U_{it} + \phi S_{it}^e + \varphi S_{it}^m)^m \exp(je, \Delta\phi, \lambda, E)$$

ここで、 ϕ と φ は三つの労働者グループの求職能力における異質性を表す係数である。

従って、推定式は次のようになる。

$$\ln M_{it} = \eta_1 \ln V_{it} + \eta_2 \ln(U_{it} + \phi S_{it}^e + \varphi S_{it}^m) + \beta^{je} je_{it} + \beta^{\Delta\phi} \Delta\phi_{it} + \beta^\lambda \lambda_{it} + \beta^E E_{it} + a_i + a_t + \varepsilon_{it}$$

a_i は地域ダミー変数、 a_t は年度ダミー変数、 ε_{it} は誤差項である。この推定式は非線形なので、非線形推定 (non-linear estimation) を行う。

コンピューターで繰り返し計算した結果、推定値は収束し、表2のような推定結果を得た。

推定結果に示されているように、求職者と求人との係数は、両方とも有意な正な値となる。また、労働市場のマッチング過程は、コブ・ダグラス関数の形に従っていることが検証された。そして帰無仮説 ($H_0: \eta_1 + \eta_2 = 1$) が棄却できないので、中国における労働市場の全体的なマッチング過程は規模に関する収穫一定であると分かった。それらはほかの国の多くの先行研究に一致する (Petrongolo and

表2 労働市場全体のマッチング関数

	モデル1	モデル2	モデル3
推定係数			
η_1	0.50 [8.48]***	0.50 [8.29]***	0.50 [8.52]***
η_2	0.43 [6.88]***	0.43 [6.69]***	0.43 [6.91]***
ϕ	2.32 [1.94]*	2.87 [1.87]*	2.31 [1.95]*
φ	2.61 [2.05]**	2.83 [1.90]*	2.6 [2.06]**
β^{je}	0.08 [1.69]*	0.03 [0.67]	0.08 [1.78]*
$\beta^{\Delta\phi}$	-0.00004 [-3.18]***	-	-0.00004 [-3.19]***
β^λ	0.12 [0.22]	0.12 [0.21]	-
β^E	-0.0003 [-3.23]***	-0.0002 [-2.17]**	-0.0003 [-3.24]***
Year Dummy	Yes	Yes	Yes
Regional Dummy	Yes	Yes	Yes
Constant	-0.34 [-1.48]	-0.48 [-2.05]**	-0.33 [-1.48]
p-value	0.15	0.21	0.13
$H_0: \eta_1 + \eta_2 = 1$			
R-squared	0.97	0.97	0.97
Adj.-R-squared	0.96	0.96	0.96
Obs. No.	171	171	171

注：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$

Pissarides, 2001)。

また、労働者グループの異質性を示す係数 ϕ と φ は有意であり、そして1より大きいという結果から、求職者グループの異質性が検証された。さらに、モデル1とモデル3において、 $1 < \phi < \varphi$ が満たされているので、移民労働者の求職は新規雇用への貢献が一番大きい、都市住民失業者の求職の貢献が一番小さいことが分かった。それは中国の事実と一致する。なぜなら、まず、都市住民失業者の多くは国有企業改革でリストラされた労働者なので、低いスキルと高い平均年齢にも関わらず、留保賃金が高いので、政府の支援を受けていても、就職能力は低い。それに対して、農村移民労働者は学歴、職歴などの人的資本レベルは低いが、留保賃金は低く、そして職探し時間は長いので、在職の求職者よりも新

しい職とマッチしやすい。それらのことは、マッチング関数の推定によって検証することができた。

そのほかの変数において、まず、職探し努力の係数はほとんど有意な正の値となっているので、職業紹介所の増加による職探し努力の成長は、マッチングに正の影響を及ぼすことが検証された。それから、生産性上昇の係数はすべて有意な負の値となっている。よって、生産性上昇は新規雇用を減らすことが分かった。また、企業改革の変数 β^A はすべて有意でない値となるので、企業改革の新規雇用への影響は検出されなかった。最後に、雇用規模 β^E がすべて有意な負の値となるのは、雇用規模が大きくなると、摩擦が生じ易くなり、ある一定の求職者、求人に生み出された新規雇用のフローは小さくなるからである。

以上のように、異質性を考慮したマッチング理論のアプローチに従って、中国労働市場全体のマッチング関数が得られた。特に異質性を示す係数を直接にマッチング関数へ導入することによって、三つの労働者グループの異質性を検証できた。そして、生産性上昇、職探し努力、各変数の労働市場全体に与える影響も考察した。

ただし、各労働者グループのマッチング過程において、生産性上昇、職探し努力などによる影響は、必ずしも同じとは言えない。次の章では、労働者グループ毎のマッチング関数を推定して、各労働者グループのマッチング過程を検証する。

5. 求職者グループ別のマッチング関数

各労働者グループが求職活動を行い、新規雇用に至る過程は、それぞれ異なる可能性がある。それを検証するために、求職者グループ別のマッチング関数を推定する必要がある。データにおいては、求職者と新規雇用者を識別することができるが、職の空席をグループに分かることができない。なぜなら、三つの

グループの求職者は、同じ空席のプールで職探しを行い、そして、企業がこの職を創出した時、どのグループの労働者とマッチするかというのは、予測できないからである。しかし、同じ空席のプールにほかのグループの求職者が存在する事によって、外部性を生じる可能性がある。それなので、Hynninen(2009)に従って、推定式は次のように設定する。

$$\ln H_{it}^u = \alpha_u \ln U_{it} + \beta_u \ln V_{it} + \delta^{ue} \frac{S_{it}^e}{S_{it}} + \delta^{um} \frac{S_{it}^m}{S_{it}} + \beta_1^u j e_{it} + \beta_2^u \Delta \phi_{it} + \beta_3^u \lambda_{it} + \beta_4^u E_{it} + c_i^u + c_t^u + \varepsilon_{it}^u$$

$$\ln H_{it}^e = \alpha_e \ln S_{it}^e + \beta_e \ln V_{it} + \delta^{eu} \frac{U_{it}}{S_{it}} + \delta^{em} \frac{S_{it}^m}{S_{it}} + \beta_1^e j e_{it} + \beta_2^e \Delta \phi_{it} + \beta_3^e \lambda_{it} + \beta_4^e E_{it} + c_i^e + c_t^e + \varepsilon_{it}^e$$

$$\ln H_{it}^m = \alpha_m \ln S_{it}^m + \beta_m \ln V_{it} + \delta^{mu} \frac{U_{it}}{S_{it}} + \delta^{me} \frac{S_{it}^e}{S_{it}} + \beta_1^m j e_{it} + \beta_2^m \Delta \phi_{it} + \beta_3^m \lambda_{it} + \beta_4^m E_{it} + c_i^m + c_t^m + \varepsilon_{it}^m$$

以上の三つの推定式において、 H_{it}^u 、 H_{it}^e と H_{it}^m はそれぞれ失業者からの新規雇用、オン・ザ・ジョブ・サーチの求職者からの新規雇用と、農村移民求職者からの新規雇用であり、 S_{it} は全求職者の人数である。各求職者のマッチング関数の、 S_{it}^x/S_{it} という項はそれぞれほかのグループの求職者が占める割合で、それらの係数 δ は、ほかの求職者グループが本求職者グループのマッチング過程に与える影響を示している。その他の説明変数、 $j e_{it}$ 、 $\Delta \phi_{it}$ 、 λ_{it} 、と E_{it} は労働市場全体のマッチング関数に従っている。最後に、 c_i^x は地域ダミー変数、 c_t^x は年度ダミー変数、 ε_{it}^x は誤差項である。

表3はSUR推計を用いた推定結果である。さらに、残差の相関行列は表4ようになる。独立性検定結果(Breusch-Pagan test of independence)によると、残差の相関がゼロである帰無仮説は棄却できない。

推定結果に示されているように、まず、各

表3 各労働者グループのマッチング関数

	$\ln H_{it}^u$	$\ln H_{it}^c$	$\ln H_{it}^m$
$\ln V_{it}$	0.26 [5.12]***	0.48 [4.26]***	0.49 [7.22]***
$\ln U_{it}$	0.49 [8.93]***	-	-
$\ln S_{it}^c$	-	0.55 [6.86]***	-
$\ln S_{it}^m$	-	-	0.51 [8.07]***
S_{it}^m / S_{it}	0.06 [0.30]	-1.52 [-1.96]*	-
S_{it}^c / S_{it}	0.30 [1.37]	-	0.0043 [0.01]
S_{it}^m / S_{it}	-	-1.41 [-1.88]*	-0.42 [-1.22]
j_{it}	0.04 [0.82]	-0.0044 [-0.04]	0.12 [1.78]*
$\Delta \phi_{it}$	-0.00002 [-1.94]*	0.00001 [0.41]	-0.00007 [-3.66]***
E_{it}	0.0001 [1.43]	0.0003 [1.61]	-0.0005 [-4.41]***
λ_{it}	0.02 [0.04]	0.82 [0.66]	-0.94 [-1.25]
年ダミー c_t	Yes	Yes	Yes
地域ダミー c_i	Yes	Yes	Yes
R-squared	0.997	0.95	0.99
Obs. No.	172	172	172
Obs. No.	171	171	171

注：* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

労働者グループにおいて、求職と求人は新規雇用に有意な正の影響を及ぼす。オン・ザ・ジョブ・サーチ労働者が受ける他のグループからの影響は有意な負の値となるが、都市住民失業者グループと移民グループには有意な値が得られていない。原因として、オン・ザ・

ジョブ・サーチ労働者は求職時間が短いので、マッチング過程において、ほかの求職時間が長い二つのグループから影響を受けやすいと考えられる。都市住民失業者と農村移民労働者においては、お互いに外部性を受けていないと推定結果に示されている。その原因として、農村移民労働者が探している職は、低賃金と単純労働の職が多く、都市住民失業者の多くはそのような仕事を職探しの対象にしていないという可能性が高いと考えられる。

また、生産性の上昇は、都市住民失業者と農村移民労働者のマッチング過程に有意な負の影響を及ぼすが、オン・ザ・ジョブの求職者への影響は有意でない。都市住民失業者と農村移民労働者は職を持っていない、そして、低スキルの労働者も多いので、企業の技術進歩と生産性上昇により、適切な職を見つけることが難しくなる。さらに、農村移民労働者の全体的な教育水準と技術は一番低く、そして、就職トレーニングを受ける人も極少ないので、生産性の上昇による負の影響は都市住民失業者よりも目立つこととなる。これに対して、オン・ザ・ジョブ・サーチの労働者は、仕事をしているうちに経験を積み重ね、新技術に接触する機会が多く、新しい職を探す時に生産性上昇によるマイナスの影響が少ないと考えられる。

それから、求職努力は、農村移民労働者のみに有意な推定値になっている。職探しサービスの充実による求職努力の高まりは、農村移民労働者の都市部での就職にプラスの影響を及ぼすことを意味している。逆に言うと、

表4 残差の相関行列 (SUR推定)

	$\ln H_{it}^u$	$\ln H_{it}^c$	$\ln H_{it}^m$
$\ln H_{it}^u$	1.0000		
$\ln H_{it}^c$	0.0433	1.0000	
$\ln H_{it}^m$	0.1855	0.0002	1.0000

独立性検定結果 (Breusch-Pagan test of independence) : $\chi^2(3) = 6.244$, $Pr = 0.1003$

職探しサービスの欠如による求職努力の不十分は、農村移民労働者の就職を制約することもありうる。なぜなら、農村移民労働者には都市部への社会ネットワークが少ないので、農村部の知り合いの紹介以外に、職業紹介所であるべく多くの情報を収集し、多くの職に応募してみることに頼ることが多い。よって、職業紹介所での求職努力は、農村移民労働者に大きな影響があることが分かる。最後に、雇用規模も農村移民労働者グループに有意な負の値となっている。雇用規模の拡大にもたらす求職・求人過程の摩擦は、農村移民労働者に大きい影響を及ぼすことが示された。これらの求職努力変数と雇用規模変数は、都市部の二つのグループにおいては有意な値が得られていない。これは、データの制限による可能性もありうるが、いずれにしても、農村移民労働者に与える影響は一番大きいと考えられる。

6. 終わりに

本稿は、一般的なマッチング関数に、中国労働市場の特性を取り入れ、誘導型推定を用いて、中国労働市場のマッチング関数を導出した。結論は以下になる。まず、多くの国でマッチング関数の推定には、求職者は失業者だけを取り扱っているが、中国では失業者以外の求職者が多く、特に農村移民労働者をマッチング関数に取り入れることが重要である。また、非線形推定で得られたマッチング関数において、異質性を示す係数は有意であることから、三つの労働者グループが

マッチング過程において異質であることが検証された。そして、求職努力、技術進歩、企業改革と雇用規模が労働市場全体のマッチングに与える影響を考察し、求職努力は全体のマッチング過程に正の影響、そして技術進歩と雇用規模は負の影響を及ぼすことが示されたが、企業改革による影響は検出されなかった。最後に、SUR推定を用いて、グループ別のマッチング関数を推定し、各労働者グループが求職から新規雇用に至る過程において、求職努力、技術進歩、企業改革と雇用規模が異なる影響を及ぼすことを示した。

中国労働市場のマッチング関数の推定は、情報の非対称性を考慮した失業の考察を可能にした。失業の決定要因を考察するには、経済発展、賃金変化、経済構造改革などによるジョブ・クリエーションとジョブ・ディストラクションも、マッチング過程と同様に重要である。これらは将来の課題になる。

謝 辞

本稿の作成にあたって、京都大学経済研究所所有賀健教授、経済学研究科大西広教授より多大なご指導をいただき、また、京都大学経済学研究科矢野剛准教授、愛知大学経済学部井口泰秀准教授、および経済統計学会2011年度大会の参加者の皆様より貴重なコメントをいただきました。ここに感謝を申し上げます。さらに、本研究は日本学術振興会アジア・コア事業のご支援を受けたものであり、感謝いたします。

注

- 1) 新規卒業者の求職も重要であるが、特殊な労働市場なので、本研究では取り扱っていない。
- 2) 単純化のため、求職の努力 e を考慮しない研究も多い。
- 3) 職業紹介所以外に行われた求職、求人活動もあるが、これは中国現有のデータのうち、マッチング関数の推定に最も相応しいデータセットである。ちなみに、職業紹介所のデータ利用してマッチング関数を推定することも、多くの先行研究で行われている (Kangasharju, Pehkonen, and Pekkala (2005), Hynninen (2009) 等)。

- 4) 経済, 政治, 地理などの特殊性を考えて, 新疆ウイグル自治区, チベット自治区, 香港, マカオ, 台湾を除いた。

参考文献

- Blanchard, O.J., P. Diamond, R.E. Hall, and J. Yellen (1989), "The Beveridge Curve", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1989(1), pp.1-76.
- Blanchard, O.J. and P. Diamond (1994), "Ranking, Unemployment Duration, and Wages", *Review of Economic Studies*, Wiley Blackwell, 61(3), pp.417-434.
- Cahuc, P. and A. Zylberberg (2004), *Labor Economics*. Cambridge, Mass. : MIT Press.
- Coles, G. Melvyn and Eric Smith (1996), "Cross-Section Estimation of the Matching Function : Evidence from England and Wales", *Economica*, 63 (252), pp.589-597.
- Hynninen, Sanna-Mari (2009), "Heterogeneity of Job Seekers in Labour Market Matching", *Applied Economics Letters*, 16(18), pp.1819-1823.
- Ibourk, A., B. Maillard, S. Perelman, H. Sneessens (2004), "Aggregate Matching Efficiency : a Stochastic Production Frontier Approach", *Empirica*, 31(1), pp.1-25.
- Kano, Shigeki and Makoto Ohta (2005), "Estimating A Matching Function and Regional Matching Efficiencies : Japanese Panel Data for 1973-1999", *Japan and the World Economy*, 17(1), pp.25-41.
- Kangasharju, Aki, Jaakko Pehkonen, and Sari Pekkala (2005). "Returns to scale in a matching model : evidence from disaggregated panel data", *Applied Economics*, Taylor and Francis Journals, 37(1), pp.115-118.
- National Bureau of Statistics of China (NBS) (1999-2008), *China Labor Statistical Yearbook 1999-2008*, China Statistics Press.
- Petrongolo, B. and Christopher A. Pissarides (2001), "Looking into the Black Box : a Survey of the Matching Function", *Journal of Economic Literature*, 39(2), pp.390-431.
- Pissarides, Christopher A. (1979), "Job Matchings with State Employment Agencies and Random Search", *Economic Journal*, Royal Economic Society, 89(356), pp.818-833.
- Pissarides, Christopher A. (1986), "Unemployment and vacancies in Britain", *Economic Policy*, 1(3), pp.499-559.
- Pissarides, Christopher A. (2000), *Equilibrium Unemployment Theory*, second edition, Cambridge, MA : MIT Press.
- Sasaki, Masaru (2008), "Matching Function for the Japanese Labor Market : Random or Stockflow?", *Bulletin of Economic Research*, 60(2), pp.209-230.
- Van Ours, J. (1995), "An Empirical Note on Employed and Unemployed Job Search", *Economics Letters*, 49(4), pp.447-452.

Reduced-Form Estimation of Matching Function in the Chinese Labor Market

Yang LIU

Summary

Our study estimated aggregated matching function of China in a reduced-form approach, highlighting the heterogeneity of three job-seeker groups in the function form. Non-linear estimation and SUR (Seemingly unrelated regression) estimation were used. We found that in the matching process, the contributions of the three job-seeker groups, which are unemployed urban residents, on-the-job seekers, and migrant-job seekers, are different ; and ignoring this heterogeneity could lead to biases in matching-function estimation. Furthermore, the matching process could be influenced by job-search efforts, technology progress, economic restructure, and regional employment scale, which were examined by involving them in our matching function. Finally, the matching functions of each job-seeker group was also obtained, which highlight the characteristics of the matching process of each labor group.

Key Words

matching function, labor market of China, non-linear estimation, SUR estimation