

現代日本における世代内職業移動の趨勢

—— 労働力調査データの分析から

麦山 亮太 Ryota MUGIYAMA

一橋大学経済研究所・日本学術振興会

mugiyama@ier.hit-u.ac.jp

2021/3/8 presentation at JAMS70

序論

階層研究における職業移動の重要性

職業およびその移動の位置づけ

階級 Class を測定するうえで職業は最も重要な指標とみなされてきた (Blau and Duncan, 1967; Erikson and Goldthorpe, 1992; Weeden and Grusky, 2005)

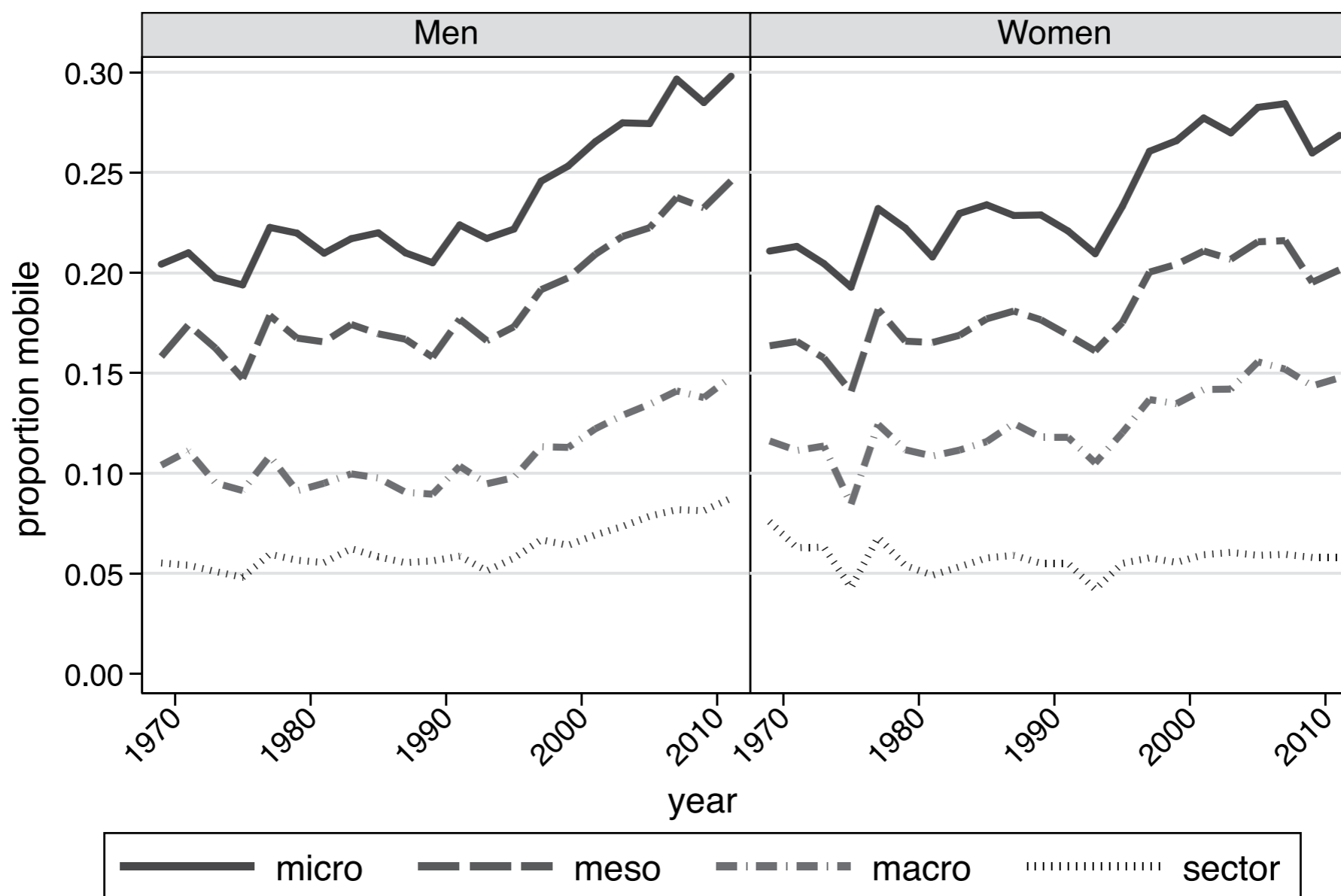
階級と個人のライフチャンスは密接に結びつくと思定されるゆえ (Weber, 1946)、階級の移動が機会の (不) 平等を測定するものとして扱われてきた

世代内移動のトレンドに関する研究の不足

階級移動は世代間および世代内の移動からなるが、世代間移動に比して、世代内移動のトレンドについては最近まで研究がなされてこなかった

世代内職業移動の増加

アメリカでは世代間移動の安定性に比して (Beller and Hout, 2006; Mitnik et al., 2016) 、
1990年代以降、世代内職業移動の増加が報告されている (Parrado et al., 2007; Kambourov
and Manovskii, 2008; Moscarine and Thomsson, 2008; Jarvis and Song, 2017)



出所：Jarvis and Song (2017, Figure 2)

職業移動の趨勢をめぐる問い

世代内職業移動の増加のもつ含意

- 階級指標としての職業の妥当性への疑義 (Jarvis and Song, 2017)
- ライフチャンスの分化 (DiPrete and McManus, 1996; Kambourov and Manovskii, 2009)
- キャリアの不安定性・予測不可能性の増加 (Kim, 2013)

職業移動の増加は通社会的な現象なのか？

職業移動が増加しているとしたら、その原因は何か？

目的

目的

労働力調査データを用いて、日本において世代内職業移動が増加したのか否かを検証する。

意義

Jarvis & Song (2017) が示唆する職業移動増加の原因：

- 技術変化 (Autor et al, 2003)
- 組合組織率の低下 (Western and Rosenfeld, 2011)
- 不安定労働の増加 (Kallberg, 2011)

なにが職業移動を増加させるのかを明らかにする上で、異なる社会の事例研究は有益

日米の共通点と相違点

教育の職業的特殊性が低い (Müller and Shavit, 1998)

職業訓練における企業の役割が相対的に大きい (Koike, 1996; Busemeyer, 2009)

職業移動を増加させると考えられるマクロな変化の一部は日本でも起こっている

マクロな変化 (Jarvis and Song, 2017)	日本では...?
技術変化	Yes (e.g. Ikenaga and Kambayashi, 2016)
組合の衰退	No*
不安定労働の増加	Yes (e.g. Kalleberg and Hewison, 2013)

* 組合組織率は若干低下しているが (厚生労働省「労働組合基礎調査」)、日本の労働組合は産業や職業でなく企業単位が主であり、性質が米国のそれと異なる点に注意を要する (Cole, 1979, Kalleberg and Lincoln, 1988)

職業分布と人口構成の変化

職業分布の変化

移動率の高い（低い）職業のシェアが増加するという構造的変化（周辺分布の変化）によって職業移動率は変化する

流動性を測定するうえでは、こうした構造的変化の影響を除いた交換移動率
Exchange mobility rate を見る必要がある

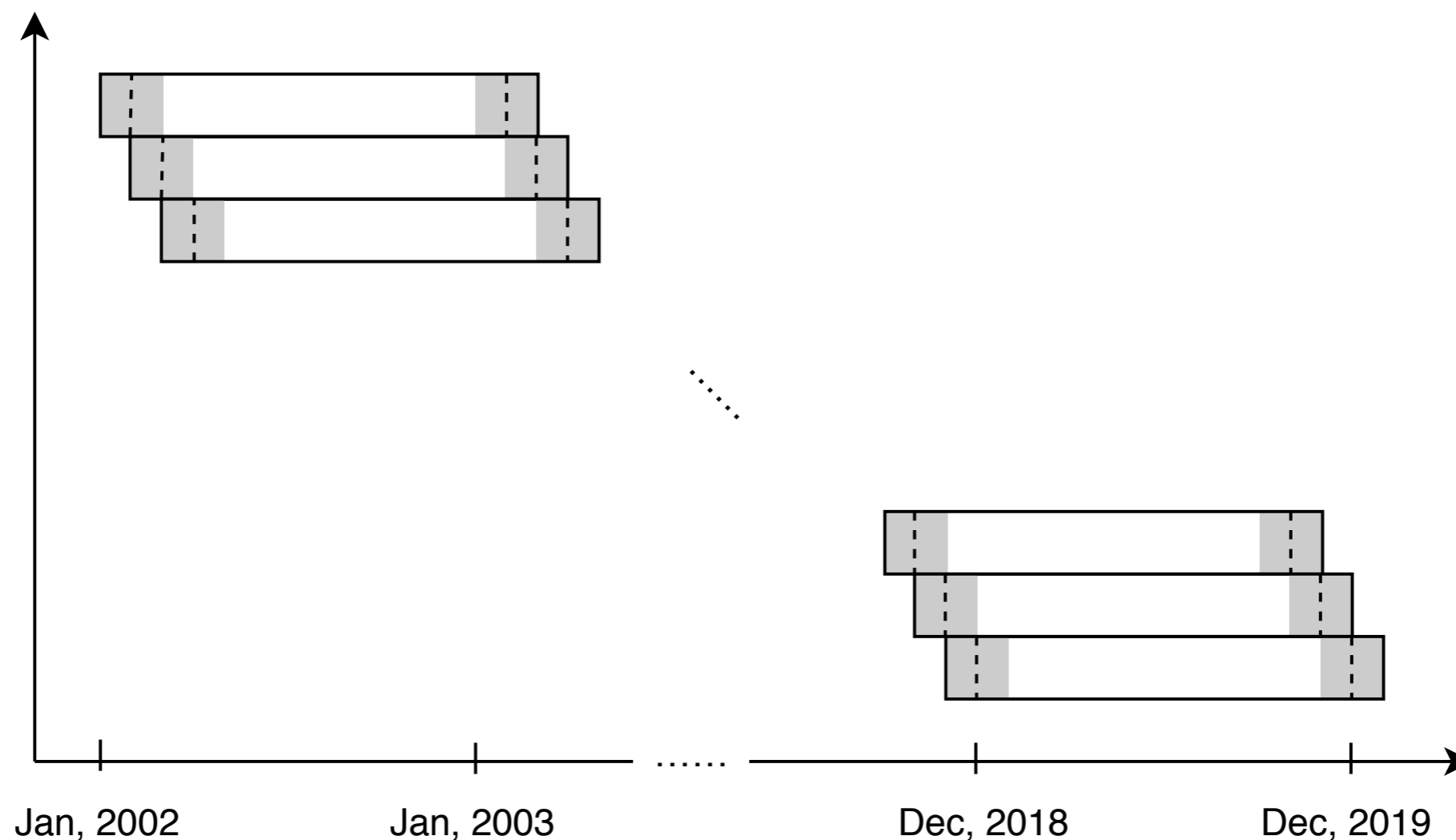
人口構成の変化

- 女性労働力率の上昇
- 労働力の高齢化
- 高学歴化

方法

労働力調査、2002年1月-2019年12月

同一住戸に居住する15歳以上の者を対象に、調査開始時点、1、12、13ヶ月後の計4時点にわたって継続的に調査を行っており、回答されていればほとんどの者（99.8%）について1年越しのパネルデータを構築できる。



サンプル：1回目調査時点で25–64歳で、1回目調査および12ヶ月後調査の両方で就業している者（各年のサンプルサイズは70,735–95,886）*

データの構造（例）

時点tの年月	時点tの職業	時点t+1の年月	時点t+1の職業	移動
2002/1	一般事務員	2003/1	一般事務員	0
2005/4	自動車運転者	2006/4	建設作業員	1
2015/9	教員	2016/9	教員	0

職業分類：専門、管理、事務、販売、サービス、保安、農林漁業、運輸、製造、労務の10分類を使用。2011年の職業分類切り替えの影響があるため、2002–2010年と2011–2019年でサンプルを分けて分析

* 1回目調査で無業でありかつ1ヶ月後調査で有業である場合には、1回目調査における職業を時点tの職業として用いる。12ヶ月後調査でも同様にして一部の対象者について13ヶ月後調査の職業を用いる。

分析方法

1. 絶対移動率の推定

$$\log \frac{\Pr(Y_{it} \neq Y_{i,t+1})}{1 - \Pr(Y_{it} \neq Y_{i,t+1})} = \beta_0 + \nu_t$$

2. 交換移動率の推定

$$\log \frac{\Pr(Y_{it} \neq Y_{i,t+1})}{1 - \Pr(Y_{it} \neq Y_{i,t+1})} = \beta_0 + \nu_t + O_{it}\beta_1 + O_{i,t+1}\beta_2$$

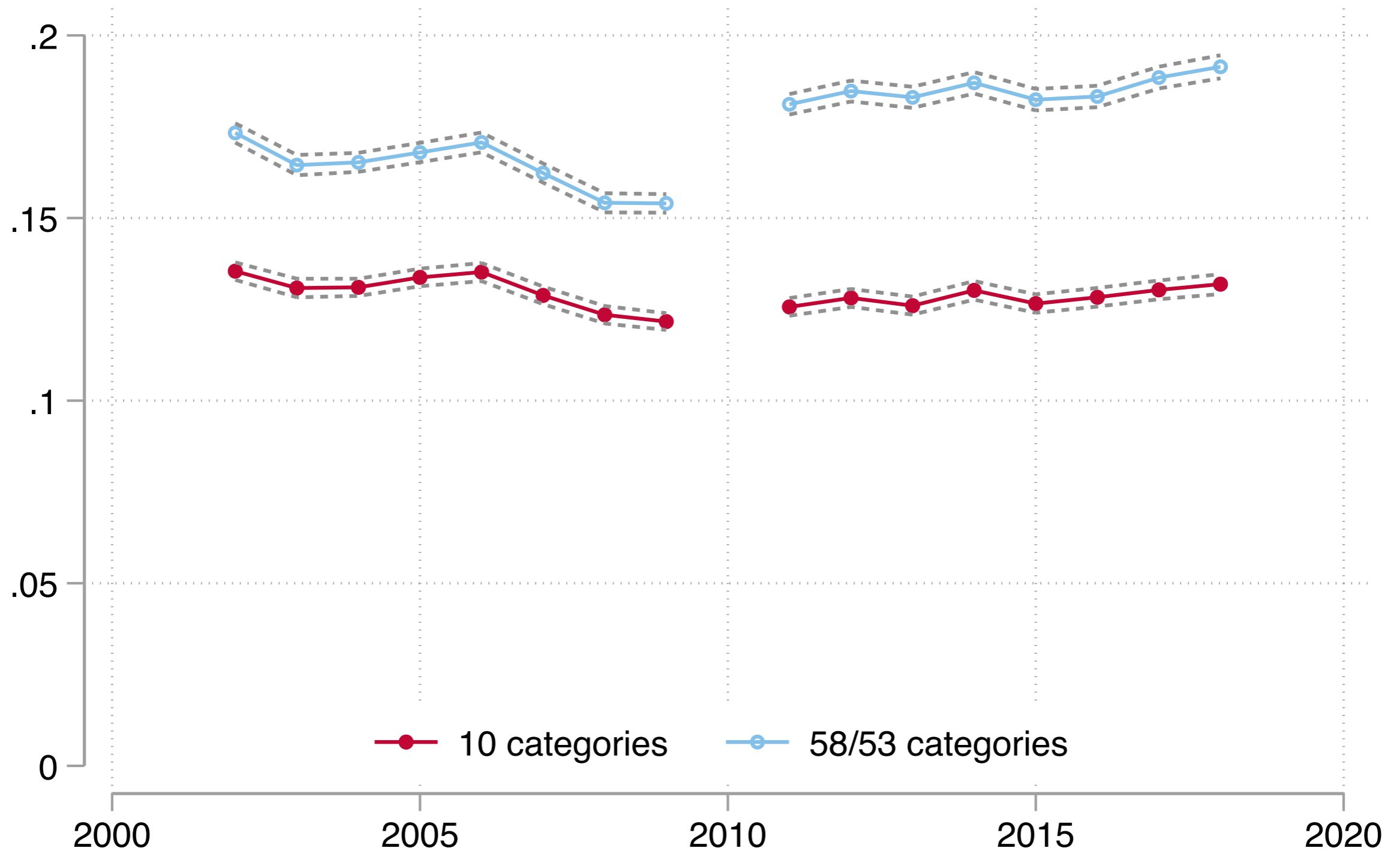
3. 社会人口学的変数（性別、5歳区切り年齢、学歴）を統制した交換移動率の推定

$$\log \frac{\Pr(Y_{it} \neq Y_{i,t+1})}{1 - \Pr(Y_{it} \neq Y_{i,t+1})} = \beta_0 + \nu_t + O_{it}\beta_1 + O_{i,t+1}\beta_2 + X_{it}\beta_3$$

モデル間の比較に際しては平均限界効果および予測確率を用いる (Mood, 2010; Long and Freese, 2014)

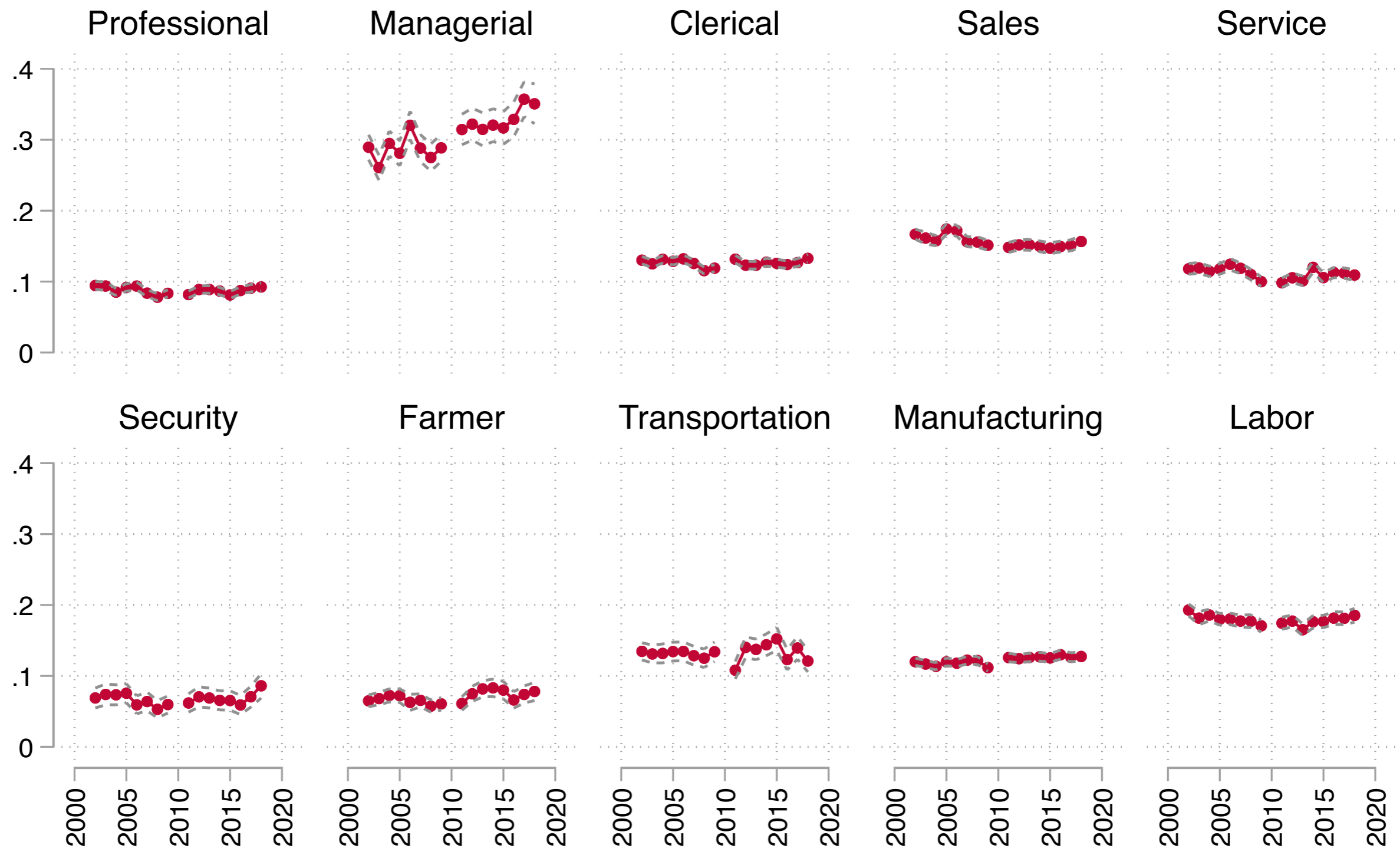
結果

移動率のトレンド



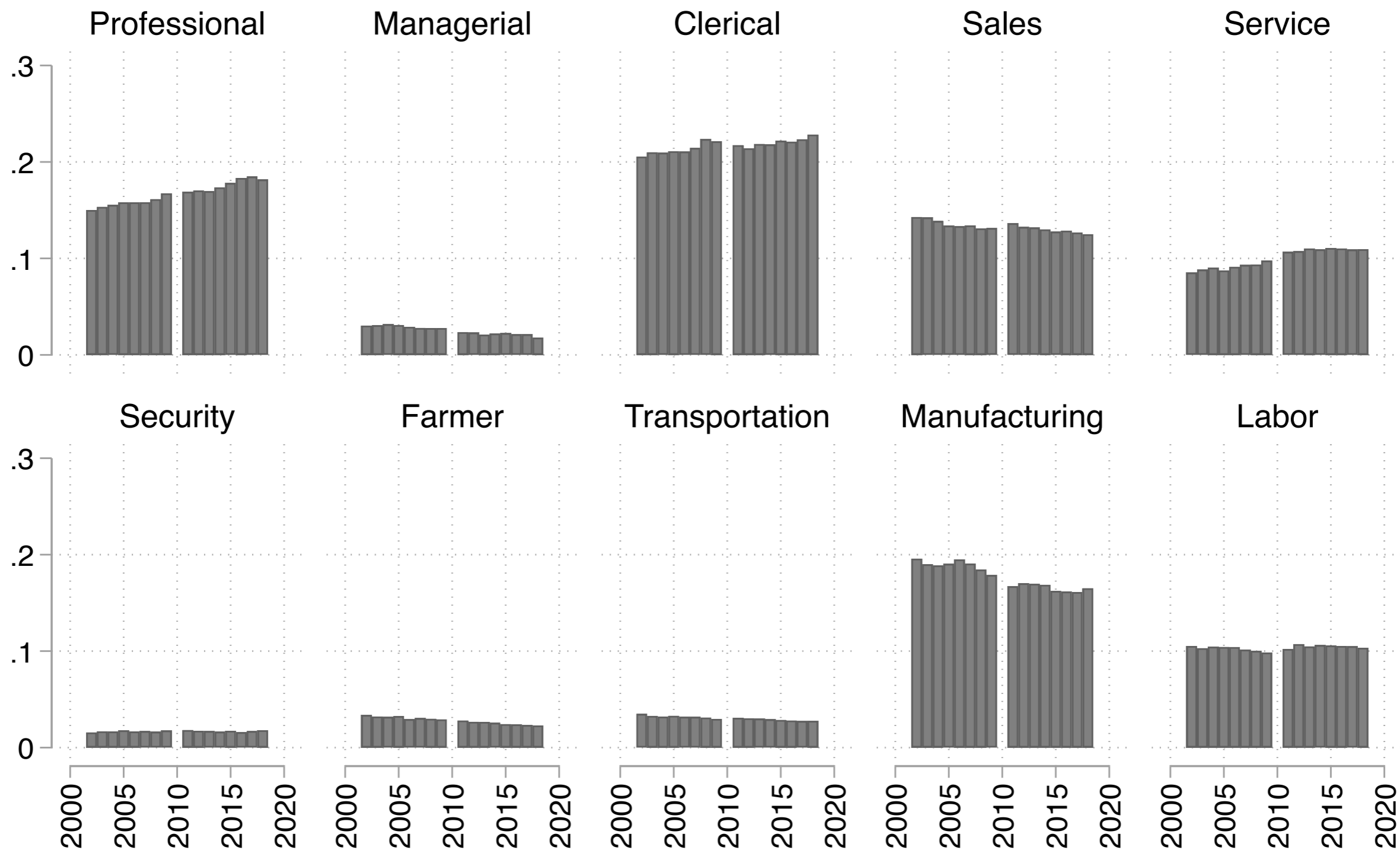
Note: Observations are weighted by sampling weights. Dotted lines indicate 95% CI.

職業別移動率のトレンド



Note: Observations are weighted by sampling weights. Dashed lines indicate 95% CI.

職業の構成変化



Note: Observations are weighted by sampling weights.

移動率の変化（限界効果）、2002–2009年

	(1)		(2)		(3)	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
2002年	.0000		.0000		.0000	
2003年	-.0046**	(.0018)	-.0046**	(.0018)	-.0047**	(.0018)
2004年	-.0044**	(.0017)	-.0043*	(.0017)	-.0043*	(.0017)
2005年	-.0017	(.0017)	-.0013	(.0017)	-.0013	(.0017)
2006年	-.0003	(.0018)	.0007	(.0017)	.0008	(.0017)
2007年	-.0066***	(.0017)	-.0056**	(.0017)	-.0055**	(.0017)
2008年	-.0119***	(.0017)	-.0107***	(.0017)	-.0107***	(.0017)
2009年	-.0138***	(.0017)	-.0121***	(.0017)	-.0120***	(.0017)
Origin	No		Yes		Yes	
Destination	No		Yes		Yes	
Demographics	No		No		Yes	
N	733,513		733,513		733,513	

注：* p < .05, ** p < .01, *** p < .001. 括弧内は標準誤差を示す。集計乗率により重み付けしたうえで推定。

移動率の変化（限界効果）、2011–2018年

	(1)		(2)		(3)	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
2011年	.0000		.0000		.0000	
2012年	.0025	(.0018)	.0025	(.0017)	.0026	(.0017)
2013年	.0003	(.0018)	.0010	(.0017)	.0010	(.0017)
2014年	.0045*	(.0018)	.0050**	(.0018)	.0050**	(.0018)
2015年	.0009	(.0018)	.0015	(.0018)	.0014	(.0018)
2016年	.0026	(.0018)	.0036*	(.0018)	.0035*	(.0018)
2017年	.0047**	(.0018)	.0059***	(.0018)	.0059***	(.0018)
2018年	.0062***	(.0019)	.0082***	(.0018)	.0081***	(.0018)
Origin	No		Yes		Yes	
Destination	No		Yes		Yes	
Demographics	No		No		Yes	
N	637,863		637,863		637,863	

注：* p < .05, ** p < .01, *** p < .001. 括弧内は標準誤差を示す。集計乗率により重み付けしたうえで推定。

性別、年齢階級、学歴の係数 (log-odds)

	2002–2009年		2011–2018年	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
女性 (ref: 男性)	-.113***	(.009)	-.191***	(.010)
30–34歳 (ref: 25–29歳)	-.050**	(.017)	-.122***	(.020)
35–39歳 (ref: 25–29歳)	-.103***	(.017)	-.143***	(.019)
40–44歳 (ref: 25–29歳)	-.078***	(.017)	-.127***	(.018)
45–49歳 (ref: 25–29歳)	-.123***	(.017)	-.131***	(.018)
50–54歳 (ref: 25–29歳)	-.143***	(.016)	-.111***	(.019)
55–59歳 (ref: 25–29歳)	-.119***	(.016)	-.152***	(.019)
60–64歳 (ref: 25–29歳)	-.122***	(.018)	-.119***	(.019)
短大高専 (ref: 中学高校)	.020	(.012)	.056***	(.012)
大学 (ref: 中学高校)	.022*	(.011)	.123***	(.011)
Origin	Yes		Yes	
Destination	Yes		Yes	
N	733,513		637,863	

注：* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$. 括弧内は標準誤差を示す。集計乗率により重み付けしたうえで推定。

ロバストネスチェック

職業中分類を用いた分析

2002–2010年は58カテゴリ、2011–2019年は53カテゴリが利用可能。これを用いても結論に大きな違いはない

短時間労働者を除外した分析

労働時間が週20時間未満の者を除外しても結果は同じ

男女でサンプルを分割した分析

女性のほうが全体にやや移動率が低いが、トレンドに大きな違いはない

結論

本報告では、2002–2019年労働力調査を用いて、日本の世代内職業移動のトレンドを分析した。

結果

1. 各年の職業移動率は12–13%であり、2000年代は約1.4%ポイント減少、2010年代は約0.6%ポイント増加した。全体としては安定傾向といえる。
2. 職業分布の変化は移動率の上昇を全期間合わせて約0.4%ポイント抑制した。人口構成の変化のトレンドに対する影響はほとんどなかった。

議論と今後の課題

階層・移動研究への示唆

職業移動の増加は普遍的な傾向ではなく、職業にもとづく階級の測定の重要性は（少なくとも日本では）減少していない

技術変化や不安定雇用の増加ではなく、労働組合の果たす役割およびその変化が職業移動の増加の条件であることが示唆される

今後の課題

1990年代のデータの利用（大分類のみ利用可能）

サンプルセレクションへの対処。10-20%程度の回答者は1年後に脱落し、若年者のほうが脱落確率が高い（永瀬・水落 2009; 長尾・高野 2015）

謝辞

本研究は日本学術振興会特別研究員奨励費（JP19J00197）による成果の一部である。本研究で使用した労働力調査のデータは統計法第33条に基づき提供を受けたものであり、作成した図表は提供を受けた調査票情報を報告者が独自に集計したものである。

本報告の内容およびその構想については複数の研究会で報告し、いずれも参加者より有益なコメントを頂いた。加えて、神林龍先生より多くの有益なコメントを頂いた。記して感謝申し上げます。