

研究の背景④ 男女間賃金格差

Neumark(1988)

男女間賃金格差を要因分解

→ 男女差別(係数効果)の3分の1を
結婚の効果(=マリッジ・プレミアム)が説明する

男性のプレミアムは有意に正
女性のプレミアムはゼロ

4

研究の背景⑤ 男女差別でない可能性

マリッジ・プレミアムの男女差を
男女差別だとは断定できない

男性の結婚 → 家事負担減少
→ 労働生産性上昇
女性の結婚 → 必ずしも生産性は上昇しない

… このことが賃金に反映される可能性

5

男性のマリッジ・プレミアムの要因

男性のマリッジ・プレミアムを説明する4つの仮説

仮説① 夫婦間分業により結婚そのものが
生産性を高める

仮説② 雇用主の嗜好による差別で、
結婚している労働者の方が好まれる場合

この二つの説明は因果関係(結婚→賃金)の意味

6

研究の男性のマリッジ・プレミアムの要因(つづき)

仮説③ 賃金に影響を与える観察できない
個人属性が結婚状態とも相関をもつ場合

例) 容姿が良いことが賃金と結婚確率の両方を
高める場合

一般的には、容姿の良さは研究者には観察で
きないので、マリッジ・プレミアムには上方バイア
スをもたらされる

仮説④ 賃金が高いほど結婚確率が高まる
という逆の因果関係

7

既存研究の結果

▶クロスセクション・データによるOLSの推定
マリッジ・プレミアムは有意に正

▶パネルデータによる固定効果モデルの推定
有意な効果が確認されないか効果が小さくなる

→プレミアムの主要な要因は観察されない個人属性であると結論付けられることが多い

8

本論文の目的

- ①日本の男性のマリッジ・プレミアムを推定し、
観察できない個人属性が重要であるかを検証
(OLSとFEの比較)
日本男性についての研究はされていない
(例外については後述)
- ②その個人属性としてどのようなものがあるかを
我々が用いる調査のユニークな質問項目を
用いて検証

9

本論文の目的(つづき)

③固定効果以外についての内生性(逆の因果関係も含む)を考慮し、IVを用いた推定

… 因果関係の意味での結婚が賃金へ
与える効果を計測

10

研究の重要性

Korenman and Neumark (1991)の指摘
プレミアムの主な源泉が生産性上昇なら、
晩婚化、離婚率上昇、女性の労働力参加率上昇
は、労働力全体の生産性へ大きな影響を与える
→ プレミアムの源泉の識別は重要な研究課題

11

先行研究(夫婦間分業仮説)

Gray (1997)

クロスセクション・データによるOLS推定によると、
プレミアムが1980年代に大幅に低下

- 妻の労働供給の増加により夫の生産性が
低下したと仮説を立てる
- 夫の賃金に対する妻の労働時間の影響を分析
- 影響なし

12

先行研究(夫婦間分業仮説②)

夫の賃金に対して、Loh (1996)は妻の就業期間の
影響を、Hersch and Stratton (1997)は夫の家
事労働時間の影響を分析

- どちらも影響なし → 夫婦間分業仮説は棄却

川口(2005)

日本の既婚男性のみのパネルデータを用いた
Pooled OLS

- 結婚期間が長いほど賃金が高くなる
- 夫婦間分業仮説を支持

13

先行研究(差別仮説)

差別仮説を、直接、分析したものはないが、
Hundley(2000)はサンプルを自営業者と雇用者に
分けて推定した結果、自営業者のプレミアムの方
が大きいことを確認

→ 差別仮説は棄却されたと言えるかもしれない
(自営業には差別に基づくプレミアムはないはず)

14

先行研究(固定効果モデル)

観察できない個人属性によるバイアスを除去する
ための固定効果モデルもしくは階差モデルの推定
結果と固定効果を考慮しない推定を比較した研究

・・・ Korenman and Neumark(1991) 、
Gray(1997)、Gupta and Smith(2002)

→ すべて、固定効果を考慮した方がプレミアム
減少もしくはゼロ

→ 観察できない個人属性がプレミアムの要因の
ひとつであると考えられる

15

先行研究(一卵性双生児研究)

例外

Antonovics and Town (2004)

一卵性双生児を比較することにより、家庭環境やそれ以外の知能指数などの遺伝的な要因までコントロールしている。

- 一卵性双生児固定効果モデルの方がOLSよりも大きなプレミアムを推定
- 観察されない個人属性はプレミアムの原因ではない

16

先行研究(一般的に観察できない個人属性)

Reed and Hartford(1989)

- 結婚している人とそうでない人は、子供などの家庭財の消費に対する嗜好が異なる
- 家庭財への需要が大きい人が結婚し、その人はその消費のために労働環境の悪さを受け入れて補償賃金を得ている
- 結婚は生産性を高めるのではなく、嗜好の差がプレミアムの原因

17

先行研究(ショットガン・マリッジ)

これまでの紹介した先行研究

・・・ 固定効果以外のtime-varyingな観察されない個人属性と結婚状態の相関や、賃金から結婚状態への逆の因果関係による内生性は考慮されていない

→ 対応したのはGinter and Zavodny(2001)のみ
ショットガン・マリッジを外生的な結婚であると考え、
ショットガン・マリッジのプレミアムはその他の結婚の
プレミアムよりも小さいが、その差は僅かである
ため、内生性の問題は深刻ではない

18

先行研究(操作変数)

- ~~▶ 結婚変数の内生性のために、IVを用いた
男性のマリッジ・プレミアムの研究はない~~
- ▶ 女性研究でIVを用いたのがKorenman and
Neumark(1992)、Neumark and Korenman (1994)
- | | |
|------|---|
| 内生変数 | 結婚状態、子供変数 |
| IV | 兄弟姉妹の数などの家庭環境
に関する変数
若い頃の結婚に対する態度や期待に
ついての変数 |

本論文もKorenman and Neumarkの手法を用いる

19

操作変数の妥当性について

Neumarkらが家庭環境などをIVに用いた理由

Griliches(1979) 教育水準などの人的資本をコントロールしていれば、家庭環境は賃金に対して独立の影響をもたないことを確認

20

操作変数を用いた男性のマリッジ・プレミアム研究

Bardasi and Taylor(2007, *Economica*, forthcoming)

(我々と同じモチベーション、Neumarkと同じ手法)

イギリスのマリッジ・プレミアムについて

IV推定量 OLS推定量 FE推定量

35.98% > 8.96% > 1.89%

観察されない属性は重要だが、IVだとむしろ

大きくなる → 賃金低いと結婚確率高まる？

21

データ

大阪大学21世紀COEプログラム「アンケート調査と実験による行動マクロ動学」による同一個人の追跡調査(2004~2007)

2004年調査 20歳以上の6000人を全国から二段階抽出、訪問留置法にて実施し、4224人が回答

2005年調査 前年回答者4224人を再調査し、
2987人が回答

2006年調査 前年回答者2987人に加え、新たに2000人を二段階抽出し、計4987人を対象に調査し、3767人が回答

2007年調査 前年回答者3767人を再調査し、
3312人が回答

22

注目の変数

被説明変数 時間当たり賃金の自然対数

… 2004年調査は労働時間の質問がないため、分析に用いるのは2005~2007年の3ヶ年

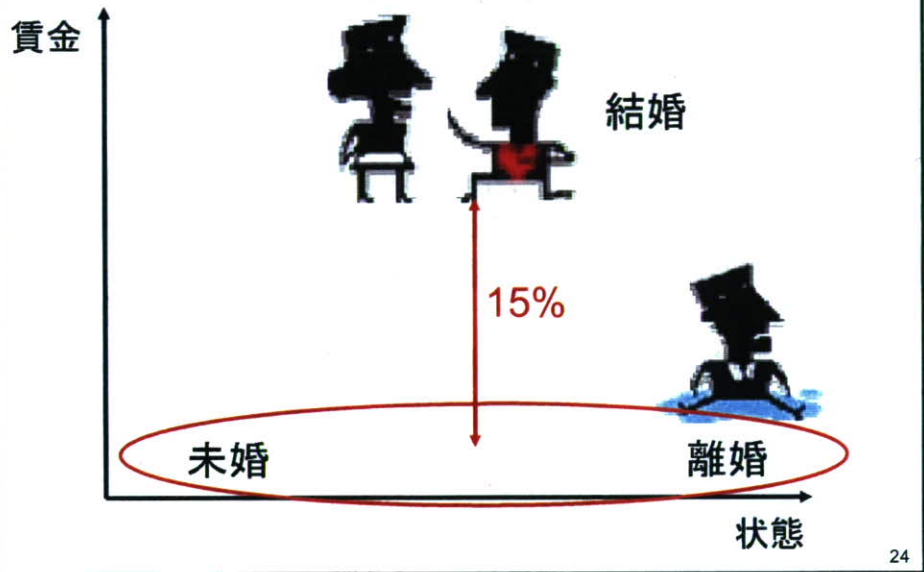
結婚変数① 現在結婚しているダミー
(ベースには未婚、離婚、死別を含む)

結婚変数② 未婚ダミー、離婚ダミー、死別ダミー
(ベースは現在結婚している人)

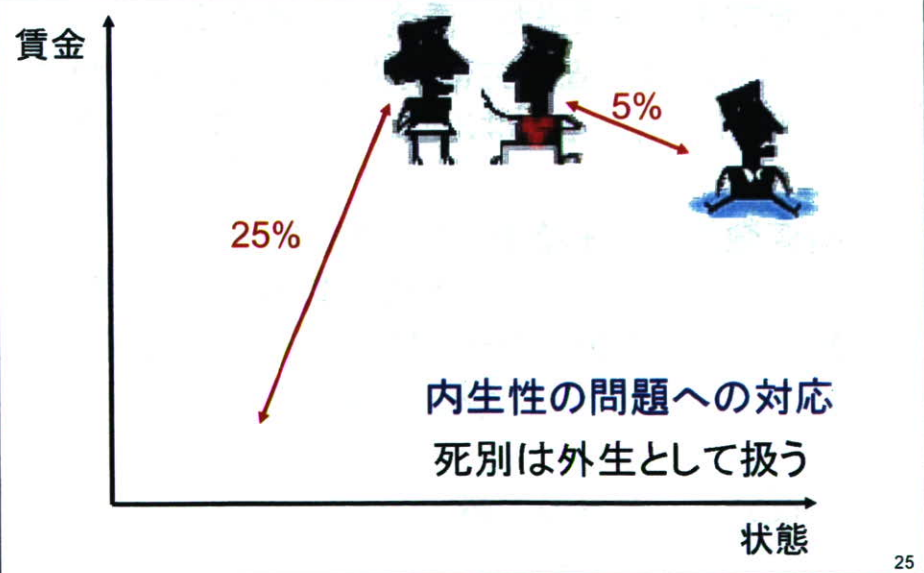
子供変数 子供の人数

23

結婚状態に関するダミーについて



結婚状態に関するダミーについて



一般的には観察できない変数

一般には観察できない変数としては、以下の6変数を用いる。既存研究により、これらが賃金に影響を与えることが確認されている。

- 身長
- 体重
- 容姿の良さに関する変数
- リーダーシップ・スキル
- 運動部経験
- 認知能力

26

容姿の良さに関する変数

「自分は外見(容姿)がよい」かを尋ねる質問

「1. ぴったり当てはまる」、「2. どちらかという当てはまる」、「3. どちらともいえない」、「4. どちらかという当てはまらない」、「5. まったく当てはまらない」という選択肢

→ 選択肢の数値をそのまま変数の値とした

この設問は2007年調査にしか含まれないため、2年程度であれば容姿は変化しないと仮定して、2005年、2006年の変数としても同じ値を用いた

(自己評価なので自信過剰要因も含む)

27

リーダーシップ・スキル

- ▶「中学生の時に、クラブ活動で、部長やキャプテンをしていた」に当てはまると回答したかどうかで変数を作成
- ▶この設問も2007年度調査にしか含まれないが、中学生のときの情報なので問題なく、2005年、2006年の変数として利用

28

運動部経験

設問

「あなたは中学生の時、クラブ活動をしていましたか。
当てはまるものを1つ選んでください」

「運動系クラブを熱心にやっていた」

もしくは

「一応、運動系クラブに入っていた」

を選んだかどうかで変数を作成

(この設問も2007年度調査にしか含まれない)

29

認知能力

設問

「数学の成績」について

「中学3年生の頃、あなたの成績は学年の中でどれくらいだったと思われますか。当てはまるものを1つ選んでください」

「1. 下のほう」、「2. やや下のほう」、「3. 真ん中あたり」、「4. やや上のほう」、「5. 上のほう」の5段階の数値をそのまま変数の値とした

(この設問も2007年度調査にしか含まれない)

30

その他説明変数

年齢、年齢の二乗、教育年数、
勤続年数ダミー(6段階)、自営業ダミー、
経営者役員ダミー、産業ダミー(大分類10段階)、
職種ダミー(6段階)、企業規模ダミー(7段階)、
地域ブロックダミー(9段階)、
都市規模ダミー(3段階)、年次ダミー

31

Pooled OLS (Table2)

	(1)	(2)	(3)	(4)
既婚(現在、結婚している)	0.151***	0.081**		
未婚			-0.162***	-0.078*
離婚			-0.146**	-0.114*
死別			-0.057	-0.030
子供の人数		0.046***		0.046***

32

40歳以下サンプルPooled OLS (Table3)

	(1)	(2)	(3)	(4)
既婚	0.195***	0.166***		
未婚			-0.188***	-0.155***
離婚			-0.311***	-0.296***
死別			-0.589***	-0.788***
子供の人数		0.020		0.022

33

サンプル全体の
0.151よりも大きい

サンプル全体と
異なり、子供変数
の効果がなく、結
婚の効果を小さく
しない

固定効果モデル (Table4)

	(1)	(2)	(3)	(4)
既婚	0.095	0.060		
未婚			-0.134	-0.066
離婚			-0.062	-0.054
死別			-0.587	-0.350
子供の人数		0.074		0.073

有意でなくなる
 +
 係数も0.151よりも
 小さくなる

34

40歳以下固定効果モデル

結婚変数、子供変数に加え、その他の属性変数も、
ほとんどが有意ではない

→ ひとつの理由はサンプルサイズが非常に小さいため

35

結婚関数の推定 (Probit推定) (Table5)

	(1)	(2)
	65歳以下	40歳以下
身長	0.018**	0.022*
体重	-0.007	-0.008
容姿に自信がない	-0.109**	-0.309***
リーダー変数	0.202**	0.591***
運動部所属	0.176*	0.404**
数学の成績	0.005	-0.155**

仮説通りなのでプレミアムに上方バイアスをもたらす可能性あり

36

身長等コントロールPooled OLS (Table6)

	(1)	(2)
現在結婚している	0.132***	0.076*
子供の人数		0.039***
数学の成績		
容姿に自信がない		
身長	0.007***	0.007***
体重	-0.000	-0.000
リーダー変数	0.010	0.010
運動部所属	-0.002	0.003

FEが修正する分の34%を修正している

37

IV推定(Table7の(2))の1段階目(Table8の(2)の2列)

IVは上から5つ	結婚	子供の人数
数学の成績	0.008	0.004
容姿に自信がない	-0.114**	-0.060**
身長	0.019**	0.011**
体重	-0.007*	-0.003
リーダー変数	0.204**	0.042
運動部所属	0.199**	0.048
兄弟姉妹数	-0.089**	-0.003
過去の生活水準	0.016	0.042***
父親の教育水準	-0.037	-0.046***
母親の教育水準	0.023	0.041**
兄がいる	0.219**	-0.001

その他説明変数もコントロール

38

IV推定の1段階目の検定(Table7の下部)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	上段 Wald or F統計量
	65歳以下			40歳以下			
既婚	10.69 [0.06]	11.35 [0.04]			8.23 [0.14]	7.91 [0.16]	
未婚			11.55 [0.04]	11.49 [0.04]			
離婚			13.29 [0.02]	13.91 [0.02]			
子供の人数		3.60 [0.00]		3.74 [0.00]		1.14 [0.34]	

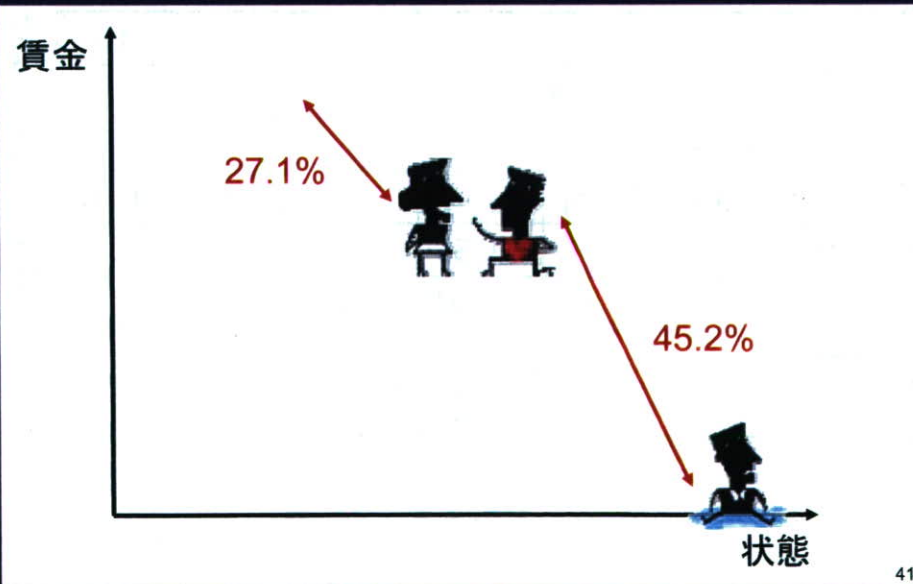
39

IV推定の2段階目 (Table7の上部)

	(1)	(2)	(3)	(4)
既婚	0.020	-0.044		
未婚			0.255	0.271*
離婚			-0.637	-0.452
死別			0.035	0.037
子供の人数		0.291		0.225*

40

Table7の(4)の解釈



41

IV推定の2段階目(Table7の上部)(40歳以下)

	(5)	(6)
既婚	-0.236	-0.228
未婚		
離婚		
死別		
子供の人数		-0.130

42

まとめ①

- Pooled OLS プレミアムが15.1%
- 固定効果モデル プレミアムは小さくなる
- この結果はアメリカを中心とする既存研究の結果と整合的である

- プレミアムにバイアスをもたらす一般的には観察できない個人属性を探った
- 身長、容姿が重要
(ただしバイアスをもたらす程度は限定的)

43