

出生率の長期的な決定要因：  
性別・年齢階層別による教育の役割

メタデータ	言語: Japanese 出版者: 関西外国語大学・関西外国語大学短期大学部 公開日: 2018-04-05 キーワード (Ja): 出生率, 長期分析, 男女の教育水準, 年齢階層別の教育水準, 動学パネル分析 キーワード (En): 作成者: 南村, 圭哉 メールアドレス: 所属: 関西外国語大学
URL	<a href="https://doi.org/10.18956/00007786">https://doi.org/10.18956/00007786</a>

# 出生率の長期的な決定要因

性別・年齢階層別による教育の役割

南 村 圭 哉

## 要 旨

本稿は、出生率の長期的な決定要因を考察した論文である。長期的なデータを活用することで、人口転換における出生率の低下の要因を明らかにした。実証分析における内生性の問題を、システム GMM 推計を用いることで解消し、出生率における因果関係の特定化を行った。主な結論は、男性の教育水準は出生率には影響を与えない一方で、女性の教育水準の上昇が出生率の低下をもたらすというものである。特に、若年世代の女性の教育水準が出生率の決定には重要であるという帰結を得た。

キーワード：出生率、長期分析、男女の教育水準、年齢階層別の教育水準、動学パネル分析

## 1. はじめに

19世紀から20世紀にかけて、多くの国では、多産多死から少産少死への人口転換が起こった。この人口転換によって、物的資本と人的資本の蓄積が促進され、低成長であるマルサスレジームから脱却し、持続的な成長をもたらすモダンレジームへの移行が起こったことが、Unified growth theory によって明らかにされている<sup>1)</sup>。この理論のように、人口転換は経済成長に対して重要な役割を果たしていると指摘されている一方で、人口転換における出生率の低下が起こった要因に関しては、いまだ多くの議論がなされている。

その一つは、死亡率の低下が出生率の低下に重要な影響を与えたとする主張である。歴史的に見て、多くの国では、出生率の低下が起こる前に死亡率の低下が観察された。これが、上述の主張の主な論拠となっている。このメカニズムに関する理論研究としては、Kalemli-Ozcan (2002)、Soares (2005)、Cervellati and Sunde (2007) などがあり、死亡率の低下が出生率の低下をもたらした要因であることが指摘されている。また、死亡率と出生率の関係を考察した実証研究としては、Lorentzen et al. (2008) などがある。彼らは、死亡率に影響を与える外生変数だと考えられる地理的特徴や気候要素などを操作変数として用いることで、死亡率から出生率に対する因果効果を取り出し、死亡率の低下が出生率の低下をもたらすことを明らかにし

ている。

これに対して、経済成長が出生率の低下に重要な影響を与えたという議論も存在する。これは、経済成長が進むにしたがって出生率も低下する傾向を示したためであり、技術進歩による経済成長が子供を持つことの機会費用や子供への教育投資を上昇させ、出生率を低下させる要因になったという主張である。これに関する理論研究としては、Galor and Weil (1996)、Becker et al. (1990)、Tamura (1996)、Galor and Weil (2000) などがある。また、Schultz (1997)、Ahituv (2001) における実証研究では、一人当たりの GDP の上昇が出生率の低下をもたらすことが指摘されている。

人口転換は長期間にわたり起こってきたため、これらの関係を明らかにする場合は、長期的なデータを用いたほうが好ましいと考えられる。長期的なデータを用いて、検証を行った研究としては、Herzer et al. (2012)、Murtin (2013) などがある。Herzer et al. (2012) は、パネル共分散を用いて、死亡率の低下と経済成長が出生率の低下に寄与したことを明らかにしている。また、Murtin (2013) は、システム GMM 推定を用いて、教育水準の上昇が出生率の低下をもたらした最も重要な要因であることを明らかにしている。

本稿でも、長期的なデータを用いて、出生率の決定要因に関しての検証を行う。上記の先行研究では、教育水準が出生率に効果を持つかどうかの検証は行っているが、男女の教育水準の効果の違いについての検証は行っていない。しかし、Galor and Weil (1996)、Jones et al. (2008) にあるように、女性が主に子育てを行う場合、男性と比べ、女性の賃金上昇や教育水準の上昇が子供を持つことの機会費用を上昇させ、出生率の低下に大きな影響を与えた可能性が指摘されている。したがって、ここでは、男女の教育水準が出生率に対してそれぞれどのような効果を持つかについて焦点を当てることにする。また、年齢階層ごとに男女の平均教育年数の効果が異なるかの検証も行うことにする。

本稿の構成は、以下の通りである。2節では、分析に用いるデータに関して説明を行う。3節では、データ分析による実証結果を示す。4節では、結論を述べる。

## 2. データ

この節では、分析に用いるデータについての説明を行う。経済発展の水準を表すものとして一人当たりの GDP を、教育水準を表す変数として平均教育年数をそれぞれ用いる。一人当たりの GDP は Maddison (2001)、男女の平均教育年数は Lee and Lee (2016) のデータをそれぞれ用いる<sup>2)</sup>。また、1870年から1940年までは Chesnais (1992)、1950年以降は United Nations (2006) の1000人当たりの出生数と1000人当たりの死亡数のデータを人口動態変数として用いる。1000人当たりの出生数と1000人当たりの死亡数は、どちらも人口に占める年齢構成の影響

図1 サンプルに含まれる国



を強く受ける。しかし、合計特殊出生率や平均寿命と比べると、過去に遡って長期的に利用可能であるという利点がある。本稿では、出生率の長期的な決定要因に関して検証を行うことを目的としているため、これらを出生率と死亡率を表す変数として用いることにする。データ期間は、1870年から2000年までで、10年ごとのデータを用いる。サンプルに含まれる国は図1で示している。国の総数は68カ国である。国によっては、観測値が欠落していることがあるため、分析は不完備パネル分析を用いて行う。

表1の記述統計表は、1870年、1910年、1960年、2000年の国にわたる平均を表している。1960年までは、1000人当たりの出生数は約35人とあまり変化していない一方で、2000年には約22人と大幅に減少している。これより、1960年以降に高出生率から低出生率への急激な移行が起こったことが分かる。年齢別の平均教育年数に関しては、どの年代においても男性の方が女性よりも長いことが分かる。また、1960年までは、男女ともに平均教育年数は1年ずつ伸びているが、1960年から2000年の間で、おおよそ倍の水準に急激に伸びている。人口1000人当たりの死亡数は、年代ごとに着実に減少しており、2000年には1870年の半分以下の死亡数となっている。このことより、高死亡率から低死亡率への移行が、長い年月をかけてゆっくりと起こってきたことが分かる。一人当たりのGDPについては、年代ごとに上昇しているが、1960年から2000年にかけては2倍以上になるなど、急激に上昇したことが分かる。

表1の記述統計表は、国にわたる平均を表しているので、個々の国々においては、それぞれ異なる動きを見せている場合もある。このため、3節では、それぞれの変数がどのように関連しているのかを、実証分析の手法を用いて明らかにしていくことにする。

表1 記述統計表

変数	1870年	1910年	1960年	2000年
人口1000人当たりの出生数	34.257	32.363	36.486	22.330
男性の平均教育年数(15歳～64歳)	2.086	3.164	4.047	7.943
女性の平均教育年数(15歳～64歳)	1.544	2.602	3.402	7.369
男性の平均教育年数(15歳～24歳)	2.454	3.609	4.588	8.034
女性の平均教育年数(15歳～24歳)	1.888	3.240	4.013	7.966
男性の平均教育年数(25歳～64歳)	1.933	2.964	3.816	7.811
女性の平均教育年数(25歳～64歳)	1.398	2.318	3.154	7.024
人口1000人当たりの死亡数	22.232	19.9	14.788	9.186
一人当たりのGDP	1871.438	2858.877	3624.995	8743.900

出所: 年齢階層ごとの男女の平均教育年数はLee and Lee (2016)、人口1000人当たりの出生数および死亡数はChesnaï (1992)とUnited Nations (2006)、一人当たりGDPはMaddison (2001)より作成

### 3. 実証分析

3.1節ではOLS推定、3.2節では固定効果推定、3.3節ではGMM推定を用いて、実証分析を行う。最後に、3.4節では、年齢階層ごとの男女の平均教育年数の効果を検証することにする。

#### 3.1 OLS推定

OLS推定式は以下の通りである。

$$\ln n_{it} = \alpha + \beta_1 Edu_{it}^{Male} + \beta_2 Edu_{it}^{Female} + \beta_3 \ln Death_{it} + \beta_4 \ln y_{it} + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

ここで、 $\ln n_{it}$ は対数を取った1000人当たりの出生数、 $Edu_{it}^{Male}$ は男性の15歳から64歳までの年齢階層における平均教育年数、 $Edu_{it}^{Female}$ は女性の15歳から64歳までの年齢階層における平均教育年数、 $\ln Death_{it}$ は対数を取った1000人当たりの死亡数、 $\ln y_{it}$ は対数を取った一人当たりのGDP、 $\gamma_t$ は時間ダミーをそれぞれ表す。

推定結果は表2で示されている。コラム[1]では、時間効果をコントロールしていないもとの、男女の平均教育年数と出生率との関係の推定を行っている。この推定結果は、男性の平均教育年数は出生率には影響をもたらさない一方で、女性の平均教育年数の上昇は出生率の低下をもたらすことを示している。コラム[2]では、時間効果をコントロールしたもとの、男女の平均教育年数と出生率との関係を推定している。時間効果もコントロールすると、コラム[1]の結果とは異なり、男性の平均教育年数の上昇も出生率の低下をもたらす。コラム[3]と[4]では、死亡率をコントロールしたもとの、男女の平均教育年数の出生率に対する効果を明らかにしている。コラム[3]にあるように、時間効果をコントロールしないもとの、女性の平均教育年数の上昇は出生率を低下させる一方で、死亡率の低下は出生率を増加させる効果がある。しかし、コラム[4]にあるように、時間効果をコントロールすると、死亡率は出生率に対しては効果を持たなくなるが、男性の平均教育年数の上昇が出生率の低下に効果を持つという結果が導かれ

表2 OLS 推定量の結果

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
男性の平均教育年数(15歳～64歳)	0.001 [0.014]	-0.037** [0.014]	-0.005 [0.015]	-0.038*** [0.014]	0.004 [0.013]	-0.023* [0.013]	-0.003 [0.013]	-0.023* [0.013]
女性の平均教育年数(15歳～64歳)	-0.116*** [0.013]	-0.094*** [0.013]	-0.117*** [0.013]	-0.089*** [0.013]	-0.068*** [0.014]	-0.049*** [0.013]	-0.069*** [0.014]	-0.048*** [0.013]
人口1000人当たりの死亡数			-0.064** [0.028]	0.054 [0.034]			-0.092*** [0.029]	-0.018 [0.036]
一人当たりのGDP					-0.216*** [0.021]	-0.216*** [0.022]	-0.222*** [0.021]	-0.220*** [0.023]
定数項	3.802*** [0.022]	3.959*** [0.048]	4.001*** [0.093]	3.821*** [0.104]	5.311*** [0.150]	5.355*** [0.147]	5.634*** [0.175]	5.426*** [0.200]
時間効果	なし	あり	なし	あり	なし	あり	なし	あり
サンプルサイズ	620	620	612	612	592	592	584	584
自由度修正済み決定係数	0.644	0.671	0.645	0.672	0.704	0.727	0.708	0.728

括弧の中の数字は頑健な標準誤差を表す。

\*は10%水準で有意、\*\*は5%水準で有意、\*\*\*は1%水準で有意であることをそれぞれ表す。

る。コラム[5]と[6]は、一人当たりのGDPをコントロールしたもとの、男女の平均教育年数の出生率に対する効果を示している。コラム[5]より、時間効果をコントロールしないもとのでは、女性の平均教育年数と一人当たりのGDPの上昇が出生率の低下をもたらす。しかし、時間効果をコントロールすると、男性の平均教育年数の上昇も出生率に対して負の効果を持つ。コラム[7]と[8]は、死亡率と一人当たりのGDPをコントロールしたもとの、男女の平均教育年数の出生率に対する効果を表している。時間効果をコントロールしないもとのでは、女性の平均教育年数と一人当たりのGDPの上昇が出生率の低下を、死亡率の低下は出生率の増加をもたらす。時間効果をコントロールすると、死亡率は出生率には効果を持たなくなる一方で、男性の平均教育年数は出生率に対して、負の効果を持つ。

OLS 推定量の結果より、女性の平均教育年数と一人当たりのGDPの上昇は、出生率に対して、負の効果を持つことが分かる。しかし、国ごとの時間にわたって変化しない固定効果によって、この結果はもたらされている可能性がある。したがって、次の節では、この効果も考慮した固定効果モデルを用いて推定を行うことにする。

### 3.2 固定効果推定

この節では、固定効果モデルを用いた推定を行う。推定式は以下ようになる。

$$\ln n_{it} = \alpha + \beta_1 Edu_{it}^{Male} + \beta_2 Edu_{it}^{Female} + \beta_3 \ln Death_{it} + \beta_4 \ln y_{it} + \gamma_t + \zeta_i + \varepsilon_{it}$$

ここで、 $\zeta_i$ は国ごとの時間にわたって変化しない固定効果を表している。

推定結果は表3において示されている。コラム[1]は、固定効果を考慮したもとの、男女の平均教育年数が出生率にどのような効果を与えているかを表している。固定効果をコントロールすると、OLS 推定量における結果とは異なり、男性の平均教育年数は出生率には影響を与

表3 固定効果推定量の結果

	[1]	[2]	[3]	[4]
男性の平均教育年数(15歳～64歳)	0.032 [0.033]	0.03 [0.033]	0.039 [0.031]	0.036 [0.031]
女性の平均教育年数(15歳～64歳)	-0.089*** [0.033]	-0.089*** [0.033]	-0.086** [0.032]	-0.086** [0.033]
人口1000人当たりの死亡数		0.009 [0.048]		0.047 [0.053]
一人当たりのGDP			-0.092 [0.061]	-0.095 [0.065]
定数項	3.274*** [0.164]	3.275*** [0.214]	3.991*** [0.493]	3.946*** [0.489]
時間効果	あり	あり	あり	あり
サンプルサイズ	620	612	592	584
自由度修正済み決定係数	0.763	0.758	0.787	0.783

括弧の中の数字は頑健な標準誤差を表す。

\*は10%水準で有意、\*\*は5%水準で有意、\*\*\*は1%水準で有意であることをそれぞれ表す。

えないことが分かる。また、コラム[2]は、死亡率をコントロールしたもとの結果を表している。この結果でも、女性の平均教育年数は出生率に負の影響を与える一方で、男性の平均教育年数は影響を与えていない。また、死亡率は出生率に効果を持たないという結果がでている。コラム[3]では、一人当たりのGDPをコントロールしたもとの、男女の平均教育年数が出生率にどう影響を与えるかを検証している。女性の平均教育年数は出生率に負の効果を持つが、男性の平均教育年数と一人当たりのGDPは出生率に効果を持たない。最後に、コラム[4]では、死亡率と一人当たりのGDPをコントロールしたもとの、男女の平均教育変数が出生率にどのような影響を与えるのかを調べている。この結果より、女性の平均教育年数の上昇は出生率に負の影響をもたらすが、男性の平均教育年数、死亡率、一人当たりのGDPは影響を与えないことが分かる。

固定効果モデルの推定結果より、女性の平均教育年数は出生率に負の効果を持つことが分かる。しかし、OLS推定量と固定効果推定量は、説明変数の内生性の問題などによって、推定された結果が因果効果を表していない可能性がある。これに対処するため、次の節では、内生性の問題などに対して頑健であるGMM推定を用いて、因果効果の推定を行うことにする。

### 3.3 GMM推定

この節では、動学パネルデータモデルのGMM推定を行う<sup>3)</sup>。推定式は以下のようになる。

$$\ln n_{it} = \alpha + \rho \ln n_{it-1} + \beta_1 Edu_{it}^{Male} + \beta_2 Edu_{it}^{Female} + \beta_3 \ln Death_{it} + \beta_4 \ln y_{it} + \gamma_t + \zeta_i + \varepsilon_{it}$$

ここではBlundell and Bond (1998)によって提案された、システムGMM推定量を用いる。推定は、Roodman (2009)のStataコマンドであるxtabond2を用いて行う。

推計手法としては、2ステップによるGMM推定を用いるが、この手法を用いると、有

表4 GMM 推定量の結果(1)

	[1]	[2]	[3]	[4]
人口1000人当たりの出生数の1期ラグ	0.610*** [0.150]	0.629*** [0.098]	0.358** [0.140]	0.524*** [0.097]
男性の平均教育年数(15歳～64歳)	-0.014 [0.039]	0.014 [0.024]	0.027 [0.040]	0.004 [0.023]
女性の平均教育年数(15歳～64歳)	-0.059 [0.050]	-0.067** [0.031]	-0.146** [0.063]	-0.077** [0.032]
人口1000人当たりの死亡数		0.131*** [0.048]		0.074* [0.044]
一人当たりのGDP			0.027 [0.071]	-0.026 [0.067]
定数項	1.618*** [0.602]	1.122** [0.477]	2.481*** [0.736]	1.957*** [0.639]
時間効果	あり	あり	あり	あり
サンプルサイズ	551	547	530	526
Arellano-Bond 検定, AR(1) - p値	0.063	0.166	0.202	0.101
Arellano-Bond 検定, AR(2) - p値	0.001	0	0.005	0
Hansen J検定 - p値	0.678	0.643	0.585	0.692

括弧の中の数字は頑健な標準誤差を表す。

\*は10%水準で有意、\*\*は5%水準で有意、\*\*\*は1%水準で有意であることをそれぞれ表す。

限サンプルでは標準誤差に過小バイアスが生じることが報告されている。これに対処するため、Windmeijer (2005) によって提案された標準誤差の修正を行う。これにより、とくにシステム GMM 推定においては、1 ステップによる GMM 推定量よりも効率的な 2 ステップによる GMM 推定量を得ることができる。また、動学パネルデータモデルの場合、システム GMM 推定のモーメント条件は、期間が長くなるにしたがって多くなる。モーメント条件が多い場合、推定量の分散は小さくなる一方で、GMM 推定量はバイアスが発生することが指摘されている。そこで、主成分分析を用いて、モーメント条件の操作変数をそれらの主成分と置き換え推定を行うこととする<sup>4)</sup>。

推定結果は表4によって示されている。コラム[1]は、男女の平均教育年数が出生率にどのような影響を与えているかを表している。この結果では、男女の平均教育年数どちらも出生率には影響を与えていない。コラム[2]は、死亡率をコントロールしたもとの、男女の平均教育年数が出生率にどのような影響を与えているかを表している。この結果では、女性の平均教育年数の上昇は出生率を低下させる一方で、死亡率の低下は出生率を増加させている。コラム[3]では、一人当たりの GDP をコントロールしたもとの、男女の平均教育年数の効果を検証している。この結果でも、女性の平均教育年数の上昇は出生率を低下させている。最後に、コラム[4]では、死亡率と一人当たりの GDP をコントロールしたもとの、男女の平均教育年数の効果を検証している。この結果でも、女性の平均教育年数は出生率を低下させているが、男性の平均教育年数は出生率に影響をもたらしていない。また、死亡率の低下は出生率の上昇をもたらしている。

これらの結果より、女性の平均教育年数の上昇は出生率の低下に影響をもたらすが、男性の平均教育年数は効果を持たないことが分かる。次の節ではさらに分析を進め、年齢階層ごとに



表5 GMM 推定量の結果（2）

	[1]	[2]
人口1000人当たりの出生数の1期ラグ	0.631*** [0.084]	0.588*** [0.101]
男性の平均教育年数(15歳～24歳)	0.02 [0.019]	
女性の平均教育年数(15歳～24歳)	-0.059*** [0.020]	
男性の平均教育年数(25歳～64歳)		-0.033 [0.021]
女性の平均教育年数(25歳～64歳)		-0.018 [0.030]
人口1000人当たりの死亡数	0.065 [0.040]	0.130*** [0.044]
一人当たりのGDP	-0.073** [0.032]	-0.05 [0.059]
定数項	1.802*** [0.544]	1.665*** [0.629]
時間効果	あり	あり
サンプルサイズ	526	526
Arellano-Bond 検定, AR(1) - p値	0.219	0.068
Arellano-Bond 検定, AR(2) - p値	0	0
Hansen J検定 - p値	0.488	0.837

括弧の中の数字は頑健な標準誤差を表す。

\*は10%水準で有意、\*\*は5%水準で有意、\*\*\*は1%水準で有意であ

男女の平均教育年数の効果が異なるかどうか検証を行う。

### 3.4 年齢階層ごとの男女の平均教育年数の効果

この節では、平均教育年数を15歳～24歳と25歳～64歳に分けて、男女の平均教育年数の効果がどう変化するかを考察する。ここでも、3.3節と同じくシステムGMM推定を用いる。

推定結果は表5によって示されている。コラム[1]では、15歳～24歳まで、コラム[2]では、25歳～64歳までの男女の平均教育年数が出生率にどのような影響を与えているのかを調べている。これらの結果より、若年世代における女性の平均教育年数が出生率の決定においては重要な役割を果たしていることが分かる。また、男性の平均教育年数は出生率に対しては効果を持たない。

若年世代の女性の平均教育年数が出生率に対して負の効果を持つのは、若い時期に子供を産むことが、高い教育を受けた女性においてはキャリアを断念するなどの高い機会費用を生み出す可能性があるためである。一方で、男性においては、これらの機会費用は低いため、出生率の選択には影響をもたらしていないのであろう。これらの結果より、出生率の低下をもたらした主な要因は、若年世代の女性の教育水準であったことが分かる。

## 4. 結論

本稿では、経済成長に深く関わる出生率の長期的な決定要因について考察し、男女の教育が

出生率の決定にどのような影響を与えるかを長期的なデータを用いて明らかにした。女性の教育水準の上昇は出生率の低下に影響を与える一方で、男性の教育水準は出生率には影響を及ぼさないことを明らかにした。また、壮年世代とは異なり、若年世代の女性の教育水準の上昇が出生率の低下を決める重要な要因であるという結果を得た。これは若年世代のときに子供を産む選択をする場合、女性の教育水準が高いと、子供を持つことのコストが小さくなるためだと考えられる。

### 脚注

- 1) Unified growth theory に関しては、Galor and Weil (2000)、Galor (2011) などを参照せよ。
- 2) 一人当たりの GDP は、時間における比較と国際比較を行えるように、1990年における Geary-Khamis Dollar を用いている。
- 3) GMM 推定に関しては、Holtz-Eakin et al. (1988)、Arellano and Bond (1991)、Arellano and Bover (1995)、Blundell and Bond (1998) などを参照せよ。
- 4) 詳しくは、Mehrhoff (2009)、Bai and Ng (2010)、Kapetanios and Massimiliano (2010)などを参照せよ。

\* 本稿に有益なコメントをしてくださった2名のレフェリーに深く感謝する。もちろん、有り得るべき誤りはすべて筆者に帰するものである。

### 参考文献

- Ahituv, Avner (2001), "Be fruitful or multiply: On the interplay between fertility and economic development," *Journal of Population Economics*, Vol. 14, Issue 1, pp. 51-71.
- Arellano, Manuel and Stephen Bond (1991), "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations," *The Review of Economic Studies*, Vol. 58, Issue 2, pp. 277-297.
- Arellano, Manuel and Olympia Bover (1995), "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models," *Journal of Econometrics*, Vol. 68, Issue 1, pp. 29-51.
- Bai, Jushan and Serena Ng (2010), "Instrumental variable estimation in data rich environment," *Econometric Theory*, Vol. 26, Issue 6, pp. 1577-1606.
- Becker, Gary S., Kevin M. Murphy and Robert Tamura (1990), "Human capital, fertility, and economic growth," *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, pp. 12-37.
- Blundell, Richard and Stephen Bond (1998), "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models," *Journal of Econometrics*, Vol. 87, Issue 1, pp. 115-143.

- Cervellati, Matteo and Uwe Sunde (2007), "Human capital, mortality and fertility: A unified theory of the economic and demographic transition," IZA Discussion Paper No. 2905.
- Chesnais, Jean-Claude (1992), *The demographic transition: Stages, patterns, and economic implications*, OUP Catalogue.
- Galor, Oded (2011), *Unified growth theory*, Princeton University Press.
- Galor, Oded and David N. Weil (1996), "The Gender Gap, Fertility, and Growth," *American Economic Review*, Vol. 86, No. 3, pp. 374-387.
- (2000), "Population, technology, and growth: From Malthusian stagnation to the demographic transition and beyond," *American Economic Review*, Vol. 90, No. 4, pp. 806-828.
- Herzer, Dierk, Holger Strulik and Sebastian Vollmer (2012), "The long-run determinants of fertility: one century of demographic change 1900-1999," *Journal of Economic Growth*, Vol. 17, Issue 4, pp. 1-29.
- Holtz-Eakin, Douglas, Whitney Newey and Harvey S. Rosen (1988), "Estimating vector autoregressions with panel data," *Econometrica*, Vol. 56, Issue 6, pp. 1371-1395.
- Jones, Larry E., Alice Schoonbroodt and Michele Tertilt (2008), "Fertility theories: can they explain the negative fertility-income relationship?," National Bureau of Economic Research Working Paper No. 14266.
- Kalemli-Ozcan, Sebnem (2002), "Does the mortality decline promote economic growth?," *Journal of Economic Growth*, Vol. 7, Issue 4, pp. 411-439.
- Kapetanios, George and Massimiliano Marcellino (2010), "Factor-GMM estimation with large sets of possibly weak instruments," *Computational Statistics & Data Analysis*, Vol. 54, Issue 11, pp. 2655-2675.
- Lee, Jong-Wha and Hanol Lee (2016), "Human capital in the long run," *Journal of Development Economics*, Vol. 122, pp. 147-169.
- Lorentzen, Peter, John McMillan and Romain Wacziarg (2008), "Death and development," *Journal of Economic Growth*, Vol. 13, Issue 2, pp. 81-124.
- Maddison, Angus (2001), *Development Centre Studies The World Economy: A Millennial Perspective*, OECD Pub.
- Mehrhoff, Jens (2009), "A solution to the problem of too many instruments in dynamic panel data GMM," Bundesbank Series 1 Discussion Paper No. 2009, 31.
- Murtin, Fabrice (2013), "Long-term determinants of the demographic transition, 1870-2000," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 95, Issue 2, pp. 617-631.
- Roodman, David (2009), "How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata," *Stata Journal*, Vol. 9, No. 1, pp. 86-136.
- Schultz, Paul T. (1997), "Demand for children in low income countries," *Handbook of Population and Family Economics*, vol. 1, Ed. By Mark M. Rosenzweig and Oded Stark, 349-430, Amsterdam: North

Holland Pub. Co.

Soares, Rodrigo R. (2005), "Mortality Reductions, Educational Attainment, and Fertility Choice," *American Economic Review*, Vol. 95, No. 3, pp. 580-601.

Tamura, Robert (1996), "From decay to growth: a demographic transition to economic growth," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 20, Issue 6, pp. 1237-1261.

United Nations. Department of Economic (2007), *World population prospects: The 2006 revision*, Vol. 261, United Nations Publications.

Windmeijer, Frank (2005), "A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators," *Journal of Econometrics*, Vol. 126, Issue 1, pp. 25-51.

(みなみむら・けいや 外国語学部助教)