

都道府県別データを用いた社会経済変数が帝王切開実施率に与える効果に関する分析

Kawamura, Makoto / 河村, 真

(出版者 / Publisher)

法政大学経済学部学会

(雑誌名 / Journal or Publication Title)

経済志林 / 経済志林

(巻 / Volume)

81

(号 / Number)

2・3・4

(開始ページ / Start Page)

29

(終了ページ / End Page)

62

(発行年 / Year)

2014-03-31

(URL)

<https://doi.org/10.15002/00009653>

都道府県別データを用いた社会経済変数が帝王切開実施率に与える効果に関する分析^{* **}

河 村 真

はじめに

過去20年もの間、わが国では急速な少子化が進んできた。最近では、合計特殊出生率が低位で推移しているばかりでなく、出生数（および分娩数）の減少も顕著である。この間、分娩の現場では、帝王切開を行う比率が高くなっていることが『医療施設調査』（厚生労働省 [3]）の1996年以降2008年までの3年おきデータを用いて確認できる。同様の現象をいち早く経験した米国では、少子化に伴い、産科・産婦人科などの医療機関が収入確保のために帝王切開を実施する確率が高くなったとする医師誘発需要仮説に立った見方も有力である（Jonathan Gruber, and Maria Owings[1]）。

しかしながら、わが国の場合、帝王切開の増加は、むしろ妊婦の需要側の要因によるものとも考えられる。わが国においては、ここ20年ほどの

* 本稿の基礎になった研究に対して日本学術振興会科学研究費補助金特別推進研究「世代間問題の経済分析：さらなる進化と飛躍」（研究課題番号：22000001）から研究費の助成を受けた。規して謝意を表したい。

** 本稿は、小椋、河村「『医療施設静態調査』都道府県データに基づく帝王切開実施率の要因分析」ディスカッションペーパーNo.596、一橋大学経済研究所世代間問題研究機構、2013年3月に加筆修正したものである。

間に、女性の就業率が上がり、出産の機会費用（とくに時間費用）は上昇した。もし就業している女性の中には、出産による仕事の中断をできるだけ短期間に止めたい、という願望を持つ人たちが一定率、存在すれば、就業率の上昇とともに、分娩のタイミングを調節できる帝王切開の選好が強まるのは、自然であると考えられる。さらに、わが国では、分娩を扱う診療所の減少などにより、医療機関数はかなりの速さで減少しており、これに対処するため、政府は分娩を大規模な分娩医療機関に集中する政策をとってきた。この結果、長い距離と時間をかけて医療機関を受診している妊婦の数も増えていると考えられ、従来の自然分娩のリスクが高まっている可能性もある。

本稿の目的は、分娩に際して、妊婦（需要者側）の選好が帝王切開実施の可能性を高めるという立場から、近年の帝王切開の上昇の要因分析を行うことである。要因分析を行うためには、妊婦の分娩上のリスクを統御する必要がある。分娩上のリスク、すなわち、産科医が保険診療として帝王切開実施するための条件は、逆子、複産（双子、三つ子など）の場合、過去の分娩時に帝王切開を行なっているか等が挙げられている。妊婦健診の経時的結果、過去の出産経験、分娩時の診療行為などは分娩上のリスクを示す情報として有望とおもわれるが、個票によらなければ知ることができない。この条件の中では、逆子、過去に帝王切開の経験があるかは個票に頼らざるを得ない。公表された統計の中では、『人口動態調査』から複産比率を都道府県別に求めることができる。他に、出産時母親の平均体重、子供の平均体重・平均身長なども求められる。これらの情報を利用して帝王切開実施率の上昇に、母親、子供健康状況を統御した上で、妊婦（需要者）の社会的あるいは経済的な要因が寄与するかを明らかにしたい。他に、近年、出産時体重が2500g未満の低体重出生の確率が近年高まっていることが示唆される。その低体重出生の原因の分析がわが国でもいくつか行われている（川口、野口[2]）。低体重出生の原因に、両親の体重、身長などの身体的な特徴に加え、親の教育水準、所得、出産直前の母親の就業の有無、

喫煙の有無など社会経済的要因の効果も含めて計測している。帝王切開実施率の要因として、子供の平均体重は、分娩上のリスクをコントロールする変数であるだけでなく、低体重出生の要因として上に挙げるような社会経済変数の変化が、子供の平均体重の変化を介して、帝王切開実施率に影響を与える因果のプロセスも想定できる。帝王切開実施率の要因分析を行う際に、子供の平均体重の内生性の検定を通じて、その可能性を探ることにする。

1. 帝王切開実施率の検討

1-1. 「医療施設静態調査」における分娩数と「人口動態調査」における分娩数の整合性

帝王切開実施比率を都道府県別に求めるために、都道府県別に分娩件数と帝王切開実施件数を求める必要がある。帝王切開実施件数は、「社会医療行為診療行為別調査」から全国の総数を得られるが、地域別データとして、帝王切開実施件数を時系列的に把握できるものとしては、3年おきの「医療施設静態調査」（厚生労働省[3]）しかない。そのため、帝王切開実施件数は、「医療施設静態調査」に求めることにする。

一方、分娩件数に関しては、同じく「医療施設静態調査」より、調査年の9月に限定した1ヶ月間の数値が都道府県別で報告されている。他に、より母集団に近い標本から得られたと思われる分娩数が、「人口動態調査」（厚生労働省[4]）に毎年、都道府県別に報告されている。こちらの分娩数は、1年間を通して集計されたものである。「人口動態調査」の他の統計表を組み合わせ、9月1ヶ月間の分娩数を推計し、「医療施設静態調査」で報告されている分娩数と突合させてみることにする。

2 統計における分娩数を突合せするためには、調査年を揃える必要がある。「医療施設静態調査」の直近の調査年2008年から遡り、2005年、2002年および1999年の分娩数を「人口動態調査」、「医療施設静態調査」より得

る。

表1-1-1は、「人口動態調査」における1年間分娩数が総数の罫に示されている。「医療施設調査」で報告される分娩数は、国内の医療機関で行われたものに限られている。そこで、「人口動態調査」の総数から、外国で分娩、または国内・外国不明の分娩数を除いて、国内での分娩と特定できる分娩数を分娩数（国内）の罫に掲げた。1999年の国内での分娩数は、120万1000件、2008年では、110万7000件程度と読める。

次に、「医療施設静態調査」（厚生労働省[3]）で報告されている分娩数は、9月分のものである。そこで、「人口動態調査」で得られた国内での分娩数を9月1ヶ月間に限って推計する必要がある。分娩数の月別度数分布が「人口動態調査」で得られないので、月別出生数度数分布を代用し、月別出生数相対頻度分布より、9月の相対頻度を先に掲げた国内の年間分娩数（人口動態調査より得た）に乘じることにより求められる。月別出生数度数分布および相対頻度を表1-1-2および図1-1に示す。相対頻度で見れば、9月の出生数相対頻度は、'99年、'02年、'05年および'08年を通じて、8.5から8.7%程度である。

さらに、「医療施設静態調査」（厚生労働省[3]）の分娩数は、医療機関（病院および診療所）で分娩を行なったものに限られる。これに対して「人口動態調査」の国内分娩数には、医療機関に加え、助産所、自宅及びその他で分娩した者の数も含まれている。やはり、分娩数の出産場所別相対頻度は求められないので、出生数のそれで代用する。表1-1-4に年間出産場所別度数分布および相対頻度分布を示す。これによれば、医療機関（病院・診療所）での出生比率は、97%から98%であることが示される。先に述べた各年の9月の相対頻度と医療機関における出生比率を国内分娩数に乘じて、医療機関における9月国内分娩数の推計値を求めた。その結果は、表1-1-6に示される。表1-1-6によれば、9月医療機関（病院・診療所計）における国内分娩数の「人口動態調査」に基づく推計値は、'99年で、10万1000件ほど、2008年で、9万5000件ほどと推計された。

表1-1-1 人口動態調査 国内分娩数

年	総数	外国	不詳	分娩数（国内）
1999	1201381	258	12	1201111
2002	1177562	205	5	1177352
2005	1081393	177	10	1081206
2008	1107467	178	14	1107275

表1-1-2 月別出生数（人口動態調査）および月別出生数相対頻度分布

分布

	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	総数
1999	100349	89861	97176	97863	99474	97744	103713	103206	100320	95781	93595	98587	1177669
2002	98407	88750	95563	93832	98589	93373	102331	100775	99261	97586	90400	94988	1153855
2005	92842	80875	89541	86281	87151	87165	90976	92455	92705	90770	83990	87779	1062530
2008	91675	85021	89185	88047	91523	87541	94982	93720	95118	94630	87388	92326	1091156

月別出生数相対頻度分布

	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月
1999	0.0852099	0.0763041	0.0825155	0.0830989	0.0844669	0.0829979	0.0880663	0.0876358	0.0851852	0.081331	0.0794748	0.0837137
2002	0.0852854	0.0769161	0.0828206	0.0813204	0.0854431	0.0809226	0.0886862	0.0873377	0.0860255	0.0845739	0.0783461	0.0826223
2005	0.0873782	0.0761155	0.0842715	0.0812034	0.0820222	0.0820353	0.0856221	0.087014	0.0872493	0.0854282	0.0790472	0.0826132
2008	0.0840164	0.0779183	0.0817344	0.0806915	0.0838771	0.0802278	0.0870471	0.0858906	0.0871718	0.0867245	0.0800875	0.084613

表1-1-3 死産数および9月死産数推計値（人口動態調査）

死産数	9月死産数推計		
	総数	病院	診療所
1999	38452	17162	21012
2002	36978	17389	19281
2005	31818	15568	16032
2008	28177	14434	13517

表1-1-4 年間出産場所別出生数および相対頻度（人口動態調査）

	総数	病院	診療所	助産所	自宅	その他
全国						
1999	1177669	634300	529743	11372	1974	280
2002	1153855	603914	536280	11407	1978	276
2005	1062530	545766	503579	10676	2184	325
2008	1091156	557967	520693	9968	2165	363
年間比率	総数	病院	診療所	助産所	自宅	その他
1999	1	0.5386063	0.4498233	0.0096564	0.0016762	0.0002378
2002	1	0.5233881	0.4647724	0.009886	0.0017143	0.0002392
2005	1	0.5136476	0.4739433	0.0100477	0.0020555	0.0003059
2008	1	0.511354	0.4771939	0.0091353	0.0019841	0.0003327

表1-1-5 年間出産場所別分娩数（人口動態調査より推計）

	病院	診療所	助産所	自宅	その他	総数
1999	646926.01	540287.7587	11598.36447	2013.293306	285.5735185	1201111
2002	616212.0507	547200.7579	11639.29113	2018.279815	281.6204393	1177352
2005	555358.8829	512430.3655	10863.65115	2222.387983	330.7124975	1081206
2008	566209.5153	528384.8887	10115.25135	2196.98226	368.3623836	1107275

表1-1-6 9月出産場所別分娩数（死産含む:同じく推計）

	病院	診療所	助産所	自宅	その他	総数	病院・診療所計
1999	55108.53841	46024.53487	988.0092998	171.5028454	24.32664474	102316.9121	101133.0733
2002	53009.9747	47073.24095	1001.27631	173.6236119	24.2265505	101282.3421	100083.2157
2005	48454.67444	44709.1913	947.8459712	193.9017985	28.85443431	94334.46795	93163.86575
2008	49357.48571	46060.24605	881.7643653	191.5148325	32.11080102	96523.12176	95417.73176

表1-1-7 9月出産場所別分娩数推計値(人口動態調査)および分娩数(医療施設静態調査)

9月出産場所別分娩数（死産除く:人口動態調査より推計）			医療施設静態調査			
病院	診療所	病院診療所計	病院	診療所	計	
1999	52184.64071	42444.71093	94629.35164	1999 50959	40097	91056
2002	50018.17846	43755.92406	93774.10251	2002 49629	41498	91127
2005	45738.0802	41911.62971	87649.70991	2005 44865	40247	85112
2008	46841.01105	43703.64442	90544.65547	2008 47626	42792	90418

図1-1 月別出生数相対頻度分布（'99, '02, '05, '08）

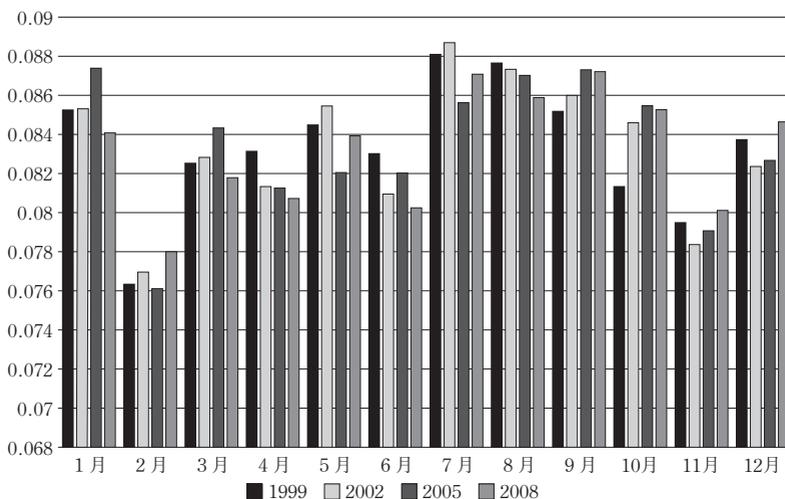


表1-1-3では、「人口動態調査」で報告されている死産数に9月の相対頻度を乗じて、9月の死産数推計値を求め、先に求めた9月医療機関における国内分娩数の推計値よりこれら死産数9月推計値を差し引き、それらを病院、診療所別に各年示したものを表1-1-7に示す。「人口動態調査」に基づき求められたこれら9月国内分娩数の推計値は、「医療施設静態調査」で報告されている病院、診療所別分娩数と比較可能であると思われる。すなわち、1999年の「人口動態調査」より推計した病院・診療所計の分娩数が、9万4600程度であるのに比し、「医療施設静態調査」で報告された病院診療所計の分娩数は、9万1000件程であり、3500件ほど、医療施設静態調査の分娩数が過小となっている。2008年に関しては、「人口動態調査」による分娩数推計値は、9万5000件程、「医療施設調査」の値は、9万4000件程であり、ほぼ等しくなっている。「人口動態調査」による医療機関分娩数推計値は、「医療施設静態調査」で報告される分娩数より、最大で3000件強、3%程度高くなる。この乖離の原因が、「医療施設静態調査」における医療機関の報告漏れによるものか、その他の要因によるものかは、今回は触れない。しかし、大まかには、「人口動態調査」により報告される分娩数と「医療施設静態調査」により報告される分娩数はかなりの程度で整合的であることを確認できた。

1-2. 「医療施設静態調査」に基づく都道府県別帝王切開実施率の検討

次に、「医療施設静態調査」に報告されている都道府県別帝王切開実施件数を病院、診療所について集計して求め、それらに対応する分娩数で除して、都道府県別帝王切開実施率を求めた。

すべての都道府県で、'96年に比べ、'08年の実施率が高くなっている。収集した5年プールの全標本で都道府県別の帝王切開実施率を比較してみれば、栃木県、高知県の帝王切開実施比率が顕著に高い。一方、秋田県、三重県で顕著に実施率が低い。

表1-2-1は、5年プールの標本、さらには、各年の標本から推定された帝

帝王切開実施率の母平均、標準偏差を掲げている。5年プールの標本では、実施率の母平均は、ほぼ0.155である。'96年、'99年、'02年、'05年および'08年の標本から推定された実施率平均値は、それぞれ、0.125、0.147、0.151、0.174及び0.184である。最近になるに従い、推定された実施率の平均値が高くなる傾向にある。統計学的検定を行っていないが、2005年、2008年の標本より推定された標準偏差が、それ以前の年の標本に比べ若干大きくなる傾向が見られる。

まず、最近になるほど、帝王切開実施比率が上昇していることを比率の有意差検定により明らかにする。この検定結果は表1-2-2に示している。最初に、標本を'96年と、'99年以降の4年分をプールした標本とに2分割し、帝王切開実施率の比率の有意差検定を行う。帰無仮説は、分割した2標本での帝王切開実施率が等しいという仮説である。対立仮説は、'99年以降の比率がそれ以前より高いという仮説であり、標準正規分布を用いて検定を行う。次に、'96年と'99年の標本をプールした標本と、'02年以後の標本とに2分割して同様に有意差検定を行う。さらに、'96年、'99年と'02年をプールした標本と、その後の標本に2分割、最後に'96年、'99年、'02年および'05年に関してプールした標本と'08年の標本に2分割して、それぞれについて同様の有意差検定を繰り返した。検定結果は、期間に関する標本2分割のすべての場合で、2標本の帝王切開実施率が等しいとする帰無仮説が5%水準もしくは1%水準で棄却された。すなわち、期間に関するいずれの標本分割の場合でも、後半(より最近)の期間の帝王切開実施率の方が高いことが示唆される。

他に、診療所と病院に関して標本を2分割し、同様に帝王切開実施比率の有意差検定を行ったが、同じく表1-2-2で示したとおり、5%、1%水準で帰無仮説が棄却される。すなわち、病院の帝王切開実施率は診療所のそれより高いことが示される。都道府県を2分割し同様な実施比率の有意差検定を行った結果、比率に統計学的に有意な差があることも認められた。

1-3. 帝王切開実施比率の要因分解

表1-2-1 帝王切開実施率 母比率、標準偏差の推定5年プール標本より母比率推定

平均	0.155916716
標準偏差	0.000538572
	0.000516768 (非復元抽出の場合)
5%信頼区間	
上限	0.156975229
下限	0.154864029
1996年標本より母比率推定	
平均	0.125622331
標準偏差	0.001069608
	0.001027168 (非復元抽出の場合)
1999年標本より母比率推定	
平均	0.147414778
標準偏差	0.001174857
	0.001128525 (非復元抽出の場合)
2002年標本より母比率推定	
平均	0.151854006
標準偏差	0.001188844
	0.001140934 (非復元抽出の場合)
2005年標本より母比率推定	
平均	0.17364179
標準偏差	0.001298422
	0.001245334 (非復元抽出の場合)
2008年標本より母比率推定	
平均	0.184056272
標準偏差	0.001288778
	0.001234227 (非復元抽出の場合)

表1-2-2 比率有意差検定結果

比率有意差検定 (5年プール標本, 病院/診療所)			
	病院 (1)	一般診療所 (2)	計
分娩数	246055	207668	453723
帝王切開件数	46255	24488	70743
比率	0.187986426 (p_1)	0.117918986 (p_2)	0.15591672
帰無仮説	$p_1 = p_2$		
対立仮説	$p_1 > p_2$		
検定統計値	64.81607817		
5%水準臨界値 (標準正規分布)	1.644853627		
結果	棄却		
比率有意差検定 (96年/99年以降)			
	96 (1)	'99,'02,'05,'08 (2)	
分娩数	96010	357713	453723
帝王切開件数	12061	58682	70743
比率	0.125622331 (p_1)	0.164047714 (p_2)	0.15591672
帰無仮説	$p_1 = p_2$		
対立仮説	$p_1 < p_2$		
検定統計値	-29.14133327		
5%水準臨界値 (標準正規分布)	-1.644853627		
結果	棄却		
比率有意差検定 (96,99年/'02年以降)			
	96,'99 (1)	'02,'05,'08 (2)	
分娩数	187066	266657	453723
帝王切開件数	25484	45259	70743
比率	0.136229994 (p_1)	0.169727403 (p_2)	0.15591672
帰無仮説	$p_1 = p_2$		
対立仮説	$p_1 < p_2$		
検定統計値	-30.6161624		
5%水準臨界値 (標準正規分布)	-1.644853627		
結果	棄却		
比率有意差検定 ('96,'99,'02年/'05,'08年)			
	'96,'99,'02 (1)	'05,'08 (2)	
分娩数	278193	175530	453723
帝王切開件数	39322	31421	70743
比率	0.141347913 (p_1)	0.179006438 (p_2)	0.15591672
帰無仮説	$p_1 = p_2$		
対立仮説	$p_1 < p_2$		

検定統計値	-34.05474941
5%水準臨界値 (標準正規分布)	-1.644853627
結果	棄却

比率有意差検定 ('96,'99,'02,'05年/08年)			
	'96,'99,'02,'05 (1)	'08 (2)	
分娩数	363305	90418	453723
帝王切開件数	54101	16642	70743
比率	0.148913447 (p_1)	0.184056272 (p_2)	0.15591672
帰無仮説	$p_1 = p_2$		
対立仮説	$p_1 < p_2$		
検定統計値	-26.06546123		
5%水準臨界値 (標準正規分布)	-1.644853627		
結果	棄却		

比率有意差検定 (都道府県グループ1/都道府県グループ2)			
	グループ1	グループ2	
分娩数	167366	286357	453723
帝王切開件数	28835	41908	70743
比率	0.172287083 (p_1)	0.146348788 (p_2)	0.15591672
帰無仮説	$p_1 = p_2$		
対立仮説	$p_1 < p_2$		
検定統計値	23.2377759		
5%水準臨界値 (標準正規分布)	1.644853627		
結果	棄却		

都道府県グループ1 北海道, 岩手, 宮城, 福島, 栃木, 群馬, 埼玉, 東京, 兵庫, 和歌山, 鳥取, 広島, 高知, 宮崎, 沖縄
 都道府県グループ2 青森, 秋田, 山形, 茨城, 千葉, 神奈川, 新潟, 富山, 福井, 山梨, 長野, 岐阜, 静岡, 愛知, 三重, 滋賀, 京都, 大阪, 奈良, 島根, 岡山, 山口, 香川, 愛媛, 福岡, 佐賀, 長崎, 熊本, 大分, 鹿児島

帝王切開の実施比率は、分子が帝王切開の実施数、分母が分娩数として求められる。上に見た帝王切開の実施率の上昇には、分母の分娩件数の減少と、分子の帝王切開実施件数の増加の、どちらがより大きく寄与しているのだろうか。

「医療施設静態調査」では、病院、診療所別に分娩数、帝王切開実施件数が報告されている。したがって、要因分解においても、病院、診療所別に、

帝王切開件数と、分娩件数の伸び率を求め、それぞれの帝王切開実施率の伸び率への寄与を見ることが必要となる。要因分解式は、以下のとおりである。

$$\frac{\Delta p}{p} = -s_1 \frac{\Delta n_1}{n_1} - s_2 \frac{\Delta n_2}{n_2} + s_3 \frac{\Delta x_1}{x_1} + s_4 \frac{\Delta x_2}{x_2}$$

$$\text{Where } s_1 = \frac{n_1}{n_1 + n_2}, s_2 = \frac{n_2}{n_1 + n_2}, s_3 = \frac{x_1}{x_1 + x_2}, s_4 = \frac{x_2}{x_1 + x_2}$$

p : 帝王切開実施比率, n_1 : 病院分娩件数, n_2 : 診療所分娩件数,
 x_1 : 病院帝王切開実施件数, x_2 : 診療所帝王切開実施件数。

すなわち、帝王切開実施比率の変化率は、病院、診療所それぞれの分娩件数のシェア (s_1 と s_2) に分娩数の変化率を乗じた二つの項と、病院、診療所それぞれの帝王切開実施件数のシェア (s_3 と s_4) にそれぞれの帝王切開実施件数の変化率を乗じた二つの項、併せて4つの項に分解できる。

この要因分解式に従い、帝王切開実施率の変化率の要因分解を行った結果を、表1-3-1に示す。帝王切開実施比率の変化率は、'96-'99年、'99-02年、'02-05年、'05-08年の4期間の全てでプラスであり、それぞれ0.173, 0.03, 0.143, 0.06ポイントである。つまり帝王切開実施比率は一貫して上昇しているが、大きく分けると、帝王切開件数の上昇率の寄与（第3項と第4項）と分娩数の変化率の寄与（第1項と第2項）とに分けられる。帝王切開件数の上昇率の寄与は一貫して分娩数の変化率の寄与を大きく上回っている。'96-'99年の期間を見れば、帝王切開件数の伸び率が大きいだけでなく、分娩件数の伸び率がマイナスであったことが、帝王切開実施率の上昇率を大きく押し上げた。'99-'02年の期間では、帝王切開件数伸び率の寄与は、0.03ポイントと小さいが、他方、分娩数の上昇は、-0.002ポイントであり、結果として、帝王切開実施率の上昇をもたらしている。'02-'05年の期間では、'96-'99年の期間と同様に、帝王切開件数の上昇が帝王切開実施率の上昇に寄与し、加えて、分娩件数の減少がさらに帝王切開の実施率の上昇を押し上げた。'05-'08年の期間では'99-'02年の期間と同様に、

表1-3-1 帝王切開実施率の要因分解

分娩件数、帝王切開実施件数（「医療施設静態調査」）

	1996	1999	2002	2005	2008
分娩件数（病院）	52976	50959	49629	44865	47626
分娩件数（診療所）	43034	40097	41498	40247	42792
帝王切開件数（病院）	7791	8852	8900	9623	11089
帝王切開件数（診療所）	4270	4571	4938	5156	5553

分娩件数、帝王切開実施件数伸び率

	96-99	99-02	02-05	05-08
分娩伸び率（病院）	-0.038074	-0.026099	-0.095992	0.0615402
分娩伸び率（診療所）	-0.068248	0.0349403	-0.030146	0.0632345
帝王切開伸び率（病院）	0.1361828	0.0054225	0.081236	0.1523433
帝王切開伸び率（診療所）	0.0704918	0.0802888	0.0441474	0.0769977

	1996	1999	2002	2005	2008
分娩病院比率	0.5517759	0.5596446	0.5446136	0.527129	0.5267314
分娩診療所比率	0.4482241	0.4403554	0.4553864	0.472871	0.4732686
帝王切開病院比率	0.6459663	0.6594651	0.6431565	0.6511266	0.6663262
帝王切開診療所比率	0.3540337	0.3405349	0.3568435	0.3488734	0.3336738

帝王切開実施率要因分解結果

	96-99	99-02	02-05	05-08
分娩伸び率（病院）の寄与	-0.021	-0.014	-0.051	0.032
分娩伸び率（診療所）の寄与	-0.030	0.016	-0.014	0.030
帝王切開伸び率（病院）の寄与	0.090	0.003	0.053	0.102
帝王切開伸び率（診療所）の寄与	0.024	0.029	0.015	0.026
分娩伸び率（計）の寄与	-0.051	0.002	-0.065	0.062
帝王切開伸び率（計）の寄与	0.114	0.032	0.068	0.127
その他	0.008	0.000	0.010	-0.005
帝王切開実施率伸び率（計）	0.173	0.030	0.143	0.060

帝王切開件数の上昇が帝王切開実施率を上昇させる程度が分娩数の上昇による帝王切開実施率の押し下げの程度を上回るため、結果として、帝王切開実施率の上昇をもたらしていることがわかる。

要約すれば、分娩件数が上昇しても、それを上回って、帝王切開件数が増加したため、これまで一貫して、帝王切開実施率が上昇してきた。すなわち、4つの期間すべて（'96-'08年）を通じて、帝王切開実施件数が一貫して上昇していることが帝王切開実施率の継続的な上昇に大きく寄与して

いることが示された。病院、診療所別に実施率への寄与をさらに分けて見れば、'96-'08年を通じて一貫した帝王切開実施率の上昇に病院における帝王切開実施件数の上昇が最も大きく寄与していることも、併せて認められた。

2. 分娩時の状況を表す変数の記述統計

各分娩の特徴を示すための項目が、主に「人口動態調査」から得られる。1節で検討した帝王切開実施率と対応させるため、同じように都道府県別のデータが存在するものを選んだ。その中から、母親分娩時平均年齢、子供出生時平均体重、平均身長および複産比率（出生数に占める双子、三つ子以上の出生数の比率）を選び、それら記述統計を行う。他に、分娩時の供給側の要因として、「医療施設静態調査」より人口10万人当たり医師数についても見る。

2-1-1. 母親分娩時都道府県別平均年齢

都道府県別母親平均年齢を1999年、2002年、2005年および2008年に関して「人口動態調査」より得る。まず、都道府県別母親平均年齢を都道府県別分娩数が全国分娩数計に占める構成比をウェイトとして加重平均および標準偏差を求めた。母親平均年齢の平均値と標準偏差を表2-1-1に示す。1999年の平均値は、29.4歳、2008年には、30.9歳となっている。各年の母平均年齢の相対頻度分布を作成すると、最頻値が高い年齢階級に移動している。

2-1-2. 子供の平均体重

都道府県別子供の出生時平均体重も同じく「人口動態調査」より得る。都道府県別子供の平均体重は、都道府県別出生数が出生数全国計に占める構成比をウェイトとして年ごとに平均値、標準偏差を求めた。表2-1-1に示

表2-1-1 記述統計（母平均年齢，子供平均身長，平均体重）

母平均年齢			
	平均	分散	標準偏差
1999年	29.4402	0.16059438	0.400742
2002年	29.7857	0.23069438	0.480307
2005年	30.36332	0.2736433	0.523109
2008年	30.86734	0.29575504	0.543834
子供平均身長			
	平均	分散	標準偏差
1999年	48.97206	0.05696242	0.238668
2002年	48.90355	0.05079305	0.225373
2005年	48.84628	0.05869578	0.242272
2008年	48.85424	0.06528979	0.255519
子供平均体重			
	平均	分散	標準偏差
1999年	3.037668	0.00019508	0.013967
2002年	3.022441	0.00018514	0.013607
2005年	3.008714	0.00017147	0.013095
2008年	3.003568	0.00016947	0.013018

す通り、平均値は、1999年に3.03kgであったが、2008年には、3.0kgとなり、若干の減少が認められる。母親平均年齢の標準偏差に比べ、小さくなっている。「人口動態調査」では、平均体重の値域がかなり小さいにもかかわらず、報告されている平均体重値は、小数点1桁までしか報告されていないためかもしれない。

2-1-3. 子供出生時平均身長

都道府県別出生時子供平均身長も同じく「人口動態調査」より得た。同様に、各年の都道府県別出生数が出生数全国計に占める構成比をウェイトとし平均値、標準偏差を年ごとに求めた。1999年には、49cmであり、2008年には48.9cmとなっている。

表2-1-2 記述統計（複産比率）

複産比率 4年プールした標本により母比率推定

母平均推定値	0.01079508
標準偏差	0.00005

1999年標本より母比率推定

平均	0.00995802
標準偏差	0.00009

2002年標本より母比率推定

平均	0.011003442
標準偏差	0.00010

2005年標本より母比率推定

平均	0.011751332
標準偏差	0.000103641

2008年標本より母比率推定

平均	0.010547801
標準偏差	0.00010

比率有意差検定（'02,'05年/'99,'08年）

	'02,'05年 (1)	'99,'08年 (2)	計
分娩数	2258422	2308287	4566709
複産分娩数	25659	23639	49298
比率	0.011361473	0.010240928	0.010795082
帰無仮説	$p_1 = p_2$		
対立仮説	$p_1 > p_2$		
検定統計値	11.58561342		
5%水準臨界値 (標準正規分布)	1.644853627		
結果	棄却される		

表2-1-3 人口10万人当たり産婦人科医数

	標本平均	標本標準偏差
1996年	9.027659574	1.350636264
2000年	9.572340426	1.492109992
2002年	8.80212766	1.439880635
2006年	8.557446809	1.325296469
2008年	8.214893617	1.245684502

2-1-4. 複産比率

都道府県別複産比率も1999年、2002年、2005年および2008年に亘り、「人口動態調査」都道府県、年別クロス表より得た。「人口動態調査」の分娩数を母数として複産比率の母比率平均および標準偏差を推定した。(表2-1-2) 1999年の母比率平均は0.01、2008年も母比率平均は、0.011でほぼ変化がないように見られる。期間を2002年、2005年の2年間プールし、残りの1999年、2008年の2年にわたりプールし、2期間に標本を分け、比率の有意差検定を行なった。5%水準で、2期間の複産比率が同一とする帰無仮説は棄却された。(表2-1-2) すなわち、期間'02,'05年の標本の複産比率が'99, '08年の期間の複産比率より高いことが示唆される。

2-1-5. 人口10万人当たり産婦人科医師数

人口10万人当たり産婦人科医師数(常勤換算)を「医師・歯科医師・薬剤師調査」より得る。調査年が「医療施設静態調査」と重なるのは、1996年、2002年および2008年であり、1999年と2005年の産婦人科医医師数が得られない。そのため、近い調査年の2000年及び2006年の産婦人科医医師数を用いた。それらを用いて、年ごとに人口10万人当たり標本平均および標本標準偏差を求めた。(表2-1-3) 1996年の標本平均値は、9.03人、2008年、8.2人となった。人口10万人当たり産婦人科医医師数平均値が最近になるにつれ、減少傾向にある。

2-2. 出産に関わる変数と帝王切開実施率の相関

次に、帝王切開実施に影響を与えられる上で掲げた出産の特徴を示す変数と帝王切開実施率の相関を見ておく。すなわち、母親平均年齢、子供出産時平均体重、平均身長、複産比率および人口10万人当たり産婦人科医師数と帝王切開実施率との相関を見る。表2-2-1には、帝王切開実施率とこれら変数の相関係数と相関係数の95%信頼区間を示した。母親平均年齢と帝王切開実施率の相関係数95%信頼区間から、正の相関が明確にある

表2-2-1 帝王切開実施率と分娩属性との相関係数及び95%信頼区間

	帝王切開実施率との相関係数	95%信頼区間	
		上限	下限
母出産年齢	0.357612802	0.482612243	0.232613362
出生時平均体重	-0.496212788	-0.388174979	-0.604250597
出生時平均身長	-0.261280866	-0.127736237	-0.394825494
複産比率	0.075035948	0.217558342	-0.067486446
人口10万人当たり産婦人科医数	-0.12449436	0.016613595	-0.265602315

と見られる。出生時平均体重および出生時平均身長との相関係数95%信頼区間からも、負の相関があることが認められる。産科医が帝王切開の実施の条件として双子などの複産を意識することからすれば、複産比率と帝王切開実施率には正の相関が期待される。しかし、相関係数95%信頼区間を見れば、複産比率と帝王切開実施率の間に正の相関または負の相関が明確には認められない。他の分娩に関わる変数を統御しない限り、複産比率が帝王切開実施率に与える因果関係が正または負かを特定できないとみられる。最後に、人口10万人あたり産婦人科医数と帝王切開実施率に関しては、95%信頼区間をみれば、負の相関があることが有意には言えないことが示される。

3. 帝王切開実施に影響を及ぼすと見られる社会経済変数の記述統計

3-1. 女性の機会費用

『賃金構造基本統計調査』（厚生労働省[5]）より「年齢階級別所定内給与額および年間賞与およびその他特別給与額」の企業規模計・産業計の値を、女性、男性別、20-49歳までのすべての年齢階級で都道府県別に得た。その上で、「所定内給与額」を12ヶ月同一の給与を得たとし、それに「年間賞与およびその他特別給与額」を加え、それぞれの性別、年齢階級での年収を算出した。年齢階級は5歳階級で公表されているので、まず、男性、女性別に、5歳年齢階級別の労働者数を20-49歳全体の労働者数で除した比

表3-1 女性機会費用有意差検定

期間	'99,'02,'08	'05
標本平均	0.678300539	0.668075
標本分散	0.000759033	0.000876
t-検定値	452.4325639	
5%臨界値	1.653087138	
結果	棄却	

率を求めた。これら比率をウェイトとする各5歳階級別の各性別年収を加重平均することにより、都道府県レベルで20-49歳男性、女性の平均年収を求めることができる。本稿で用いる女性の機会費用は、20-49歳の女性平均年収を20-49歳の男性平均年収で除して求めた値である。これらの操作を、47都道府県、1999年、2002年、2005年そして2008年に関して繰り返して行い、女性の機会費用のデータセットを作成した。

女性の機会費用の標本の記述統計を行ってみると、標本平均値は、'99年、'02年、'08年は、ほぼ0.68であるが、'05年の標本平均値は、0.67と若干低い。'99、'02および'08年をプールした標本と'05年の標本に2分割し、平均値の有意差検定をt-検定統計量を用いて行った。この2標本での女性の機会費用平均値が等しいとする帰無仮説は、5%、1%水準で棄却された。(表3-1) すなわち、'05年の女性の機会費用は、その他の年に比べ低いことが示唆された。女性の機会費用の年毎の相対頻度分布を作成して比較してみれば、女性の機会費用0.675以上0.7未満の階級での相対頻度が、'99年、'02年では、突出して高い。それに比して、'05年の相対頻度分布では、0.625以上0.65未満、0.65以上0.675未満の階級で最も相対頻度が並んで高い。これが、'05年の女性の機会費用の標本平均を引き下げたと見られる。

3-2 女性の学歴

女性の最終学歴が大学・大学院卒である人口が出産の可能性がかなり高い年齢階級の女性人口(25-34歳の女性人口)に対する比率を女性の学歴

の変数として用いた。文部科学省『学校基本調査』では、都道府県別には、各年の卒業者数が報告されている。しかし、この25-34歳の10歳の間の累積の卒業者数が得られない。そこで、最終学歴別、性別そして都道府県別の人口が報告されている『国勢調査』（総務省[6]）の数値を用いて推計した。しかし、『国勢調査』の数値は、10年に一度しか報告されない。そこで、1990年、2000年、2010年の数値を用いて、年齢階級25-34歳での最終学歴大卒および院卒の女性人口を1999年、2002年、2005年、2008年に関して都道府県別に推計し、25-34歳人口に対する比率として求めた。

まず、最終学歴大卒・院卒の人口総数を1990年から2000年にわたり、毎年均等に増加すると仮定する。1999年の大卒・院卒の人口総数は、1年分の増加数を2000年の大卒・院卒の人口総数から差し引き、求められる。同様に、2000年から2010年の大卒・院卒の人口総数が毎年均等に増加するとすれば、2002年の大卒・院卒の人口総数は、2年分の増加数を足し上げ、2005年では、5年分の増加数を、2008年では、8年分の増加数を足し上げもとめられる。

次に、女性の25-34歳の大卒・院卒の女性人口が大卒・院卒の人口総数に占める比率は、2000年の『国勢調査』では、約9.3%、2010年の比率は、約10.3%であり、1ポイント増加している。推計した1999年、2002年の大卒・院卒人口総数に2000年の『国勢調査』で得られる女性比率（9.3%）を乗じて、女性25-34歳大卒・院卒人口推計値を得る。2005年および2008年に関しては、2010年の比率（10.3%）を大卒・院卒人口総数推計値に乘じて、同様に、25-34歳女性大卒・院卒人口を推計した。これら、4年分の25-34歳最終学歴大卒・院卒の女性人口推計値を25-34歳女性人口で除して、出産の可能性の高い年齢階層での女性最終学歴大卒・院卒比率を求めた。各年のこの比率の標本平均は、1999年、0.14から2008年0.21に上昇している。標準偏差も同様に大きくなっている。相対頻度分布を各年作成し比較すれば、2008年の相対頻度は、他の年に比べ、大卒・院卒比率の0.2以上0.25未満で大きく上昇していることがわかる。比率の有意差検定を'99

表3-2-1 比率有意差検定 ('05,'08年/'99,'02年)

	'05,'08年	'99,'02年
25-34女性人口	17302624	18192431
25-34女性大学大学院最終学歴 比率	3416071.694 0.197430846(p_1)	2771813 0.152361(p_2)
帰無仮説	$p_1 = p_2$	
対立仮説	$p_1 > p_2$	
検定統計値	353.7653936	
5%水準臨界値 (標準正規分布)	1.644853627	
結果	棄却	

表3-2-2 比率有意差検定 (大学・院最終学歴比率高位県・低位県)

	女性大学・院卒 比率高位地域	女性大学・院卒 比率高位地域	
25-34女性人口	26893141	8601914	35495055
25-34女性大学大学院最終学歴推計値 比率	5087930.108 0.189190623(p_1)	1099955 0.127873(p_2)	6187885 0.174331
帰無仮説	$p_1 = p_2$		
対立仮説	$p_1 > p_2$		
検定統計値	412.5985765		
critical val. At 5% (標準正規分布)	1.644853627		
結果	棄却		

女性大学・院卒比率高位地域には、茨城、千葉、埼玉、東京、神奈川、富山、石川、福井、山梨、長野、岐阜、静岡、愛知、三重、滋賀、京都、大阪、兵庫奈良、岡山、広島、山口、徳島、香川、愛媛、福岡の都府県
低位地域は、上記都府県以外の道県
高位都府県の基準は、女性大学・院卒女性25-34歳人口比率が18%超

年、'02年の2年をプールした標本と'05年、'08年2年をプールした標本に分け行っただが、同様な結果が得られる。(表3-2-1)さらに、大卒・院卒人口比率を高位県グループと低位県グループに2分割して、比率の有意差検定を行った。女性大学・院卒比率高位地域には、茨城、千葉、埼玉、東京、神奈川、富山、石川、福井、山梨、長野、岐阜、静岡、愛知、三重、滋賀、京都、大阪、兵庫、奈良、岡山、広島、山口、徳島、香川、愛媛、福岡の

都府県，低位グループは，それ以外の道県である。5%，1%水準で，2地域グループ間での比率が等しいとされる帰無仮説が棄却された。(表3-2-2) これら2地域グループで，女性大卒・院卒比率に有意な差が認められた。

3-3 妊婦健診平均受診回数

妊婦健診は，ガイドラインとして，大まかに，妊娠2-7ヶ月は4週おき，妊娠8,9ヶ月は，2週おき，妊娠10ヶ月は毎週受診することが推奨されている。多くの健診は，医療機関で受診していると見られるが，医療機関での妊婦健診の受診状況が得られる統計が都道府県別に，そして本稿で対象にしている年に関して利用可能でない。『地域保健，健康増進事業報告』（厚生労働省[7]）では，保健所に限って，妊婦健診の受診実人員数および受診延べ人員数が報告されている。推奨されている健診受診回数14回程度のごく一部が報告されているに過ぎないが，受診延べ人員数を受診実人員数で除して，保健所で受診した妊婦健診の平均受診回数を求める。各年の受診回数標本平均を求めれば，'99年，'02，'05年では，1.64，1.67，1.71と若干の増加傾向が認められるが，大きな違いとは言い切れない。しかし，'08年の平均回数は，4.03と大きく増加している。これは，2009年1月より，補助の額や回数券方式など各自自治体により補助の方式はさまざまであるといわれているが，妊婦健診の費用に対する公的な補助が始まったための影

表3-3 保健所での妊婦健診の平均受診回数

	'99,'02,'05年 (x_1)	08年 (x_2)
受診実人員数	2899033	1380415
受診延べ人員数	4772155	5470835
平均受診回数	1.646119585 (x_1)	3.963181362 (x_2)
帰無仮説	$x_2 = x_1$	
対立仮説	$x_2 > x_1$	
t-検定統計値	19.80229699	
5%臨界値 (t-分布)	1.653087138	
結果	棄却	

響と見られる。

'99年, '02年, '05年プールした標本と'08年の標本を2分割して, 平均値の有意差検定を行った。5%および1%水準でこれら2標本の平均値が同一とする帰無仮説が棄却される。(表3-3) '08年の平均受診回数がそれ以前に比べ高くなっていることが示唆された。

3-4 医療機関がカバーするエリアの広さ

「医療施設静態調査」に産科・産婦人科を標榜する病院・診療所数が報告されている。1999年診療所・病院数計が6829, 2008年, 5451と報告されている。約10年間で20%程度の減少を示している。産科・産婦人科を標榜する医療機関数の顕著な減少を空間的な尺度で評価する。そのため、『地域経済データCD-ROM 2013』（東洋経済新報社[8]）より各都道府県の面積を得て, 各都道府県の1産科・産婦人科医療機関数当たりの面積を求めた。

これらの値は, 産科・産婦人科の1医療機関がカバーするエリアの広さを示していると見られる。1医療機関のカバーするエリアが円周で近似できると仮定すれば, 1医療機関のカバーするエリアの円の外縁までの距離(半径)を求めることができる。円の半径(r)は以下の式で求められる。

表3-4 医療機関がカバーする外縁までの距離平均値有意差検定

	'99, '02年	'05, '08年
標本平均	4.606562189 (x_1)	5.012312294 (x_2)
帰無仮説	$x_2 = x_1$	
対立仮説	$x_2 > x_1$	
t-検定統計	16.91487821	
5%臨界値	2.346563039	
結果	棄却	

$$r = \sqrt{\frac{S}{\pi}}$$

S：1産科・産婦人科医療機関当たり面積

π ：円周率

この求められた半径は、1産科・産婦人科医療機関に妊婦が受診・分娩する際かけねばならない最大限の距離を都道府県レベルで平均した値と解釈できる。すなわち、rは妊婦にとって、産科・産婦人科へアクセスするための距離を表したものと解釈することができる。各年の標本平均値は、'99年、4.52km、'02年、4.7km、'05年、4.9km、'08年、5.14kmとなっている。最近になるにつれ、妊婦のアクセスのための距離は増加傾向にある。さらに、標本標準偏差も増加傾向を示す。これは、各都道府県の面積に大きな違いは見られないため、各都道府県の産科・産婦人科を標榜する医療機関数（病院・診療所数）の減少が反映していると見られる。

このアクセスの容易性を示す距離が増加傾向を確かめるために、'99年および'02年と'05年および'08年をそれぞれプールして、2標本に分割し、この距離の平均値の有意差検定を行う。検定結果は、2期間の前半、後半の平均値が同一とする帰無仮説が5%水準、1%水準で棄却された。（表3-4）すなわち、この検定結果からも、妊婦の1医療機関へのアクセス距離の増加が示唆された。

4. モデルおよび推定結果

帝王切開実施率の要因分析を行うために、回帰分析を行う。被説明変数には帝王切開実施率を用いる。説明変数には、母の出産時平均年齢、子供出産時平均体重、複産比率、（双子、または三つ子の比率）、女性の機会費用、女性の大卒・院卒比率、保健所での妊婦健診平均受診回数、産婦人科・産科1医療機関当たりアクセス最大距離などである。ウェイトに、出産可能年齢人口に当たる15-49歳女性人口を用いる。

女性の機会費用を内生変数とみなし、操作変数に女性25-34歳大卒・院卒比率、複産比率、病院診療所で行われた分娩数に占める診療所で行われた分娩数の比率（出産場所診療所所比率）、実質一人当たり県民所得（東洋経済新報社[8]）、人口一人当たり公園面積（東洋経済新報社[8]）を用いた。

2段階最小二乗推定量を用いたパラメータ推定結果を表4-1に示す。女性の機会費用を内生変数とする特定化が支持されるか否かをt-検定統計量を用いた内生性検定を行った。その結果を表4-3に示す。その結果、第1段階の推定式の誤差項が、第二段階の推定式の誤差項と相関がないとする帰無仮説は、5%水準で棄却され、女性の機会費用が内生変数である可能性を否定できない。すなわち、女性の機会費用を内生変数とする二段階最小二乗推定量を用いることが支持される。

さらに、第一段階の推定式で用いるすべての操作変数と2段階最小二乗推定量の推定パラメータを用いた残差に相関がないとする帰無仮説を検定する過剰識別検定も行った。表4-5に示されるように、操作変数と第1段階の推定で求められた残差の間に相関がないとする帰無仮説は、5%、1%水準で棄却されない。すなわち、これらの間に相関がないと見られ、内生変数を女性の機会費用とし、先に掲げた操作変数を用いた2段階最小二乗推定を行う妥当性が認められる。

表4-1の2段階最小二乗推定量を用いた推定結果の解釈を行う。まず、母親の平均体重のパラメータが1%水準で負に有意である。すなわち、母親の平均体重の減少が、帝王切開実施率の上昇を招くと解釈できる。想定できる操作変数の組み合わせと内生変数の組み合わせに合わせて二段階最小二乗推定を行ったが、一貫して、この関係が示されている。

母親の出産時年齢のパラメータは、5%水準で正に有意である。母親の出産年齢が上昇すれば、帝王切開実施率が上昇することが示唆される。出産時平均年齢のパラメータは、操作変数および内生変数の選択によっては、有意でない場合もあり、必ずしも安定的な関係と言えない。

次に、女性の機会費用のパラメータは、1%水準で負に有意である。すなわち、女性の機会費用が上昇すれば、帝王切開の実施率が減少することが示される。女性の機会費用と帝王切開の実施率の間には正の因果関係があることが指摘されているが、本推定では、逆方向の因果関係が現れている。女性の機会費用を被説明変数とする第1段階の推定結果によれば、有意なパラメータは少なくないが、興味深い因果関係は、出産時の子供の体重と女性の機会費用に正の因果関係が認められことである。これによれば、子供の体重が低ければ、低い機会費用を通じて、高い帝王切開実施率を招くという因果関係のプロセスが伺える。子供の平均体重が女性の機会費用の変化のすべてを説明するわけではない。しかし、子供の低平均体重が女性の低い機会費用を通じて、高い帝王切開実施率を招くプロセスがあるとすれば、女性の機会費用の負のパラメータは、低い子供の平均体重が帝王切開実施率を上昇させる間接的な効果を示唆しているかもしれない。

保健所での妊婦健診平均受診回数のパラメータは、5%水準で正に有意である。保健所で妊婦健診受診回数の上昇が帝王切開実施率の上昇を招くことが示唆される。受診回数のデータが、妊婦検診の補助が開始された2008年度に、顕著な上昇を示している。妊婦健診の補助が開始されたことが帝王切開実施率を上昇させている可能性も否定できない。

最後に、産科・産婦人科1医療機関(診療所・病院)がカバーするエリアの外縁までの平均距離のパラメータは1%水準で正に有意である。ある産科または産婦人科の病院または診療所のカバーするエリア内に住む妊婦が、一番近いその医療機関に受診するとする。同一都道府県内で、産科・産婦人科の医療機関数が減少すれば、1医療機関がカバーする外縁までの距離が上昇し、妊婦が医療機関までそれ以前に比べより遠い距離を通うことになる。すなわち、産科・産婦人科の医療機関数の減少が妊婦の医療機関への距離の上でアクセスがより困難になることを示す。すなわち、この変数のパラメータの推定結果は、妊婦が受診する医療機関がより遠くなれば、帝王切開の実施率が高くなることを示唆している。操作変数の組み合わせ

表4-1 二段階最小二乗推定結果

パラメータ	推定値	標準誤差	t-値	標本数	187
				決定係数	0.3771
女性の機会費用	-0.2988258	0.138282	-2.16	有意水準	0.032
母平均年齢	0.0100704	0.003469	2.9		0.004
出産時子供平均体重	-0.4088953	0.124418	-3.29		0.001
保健所妊婦健診平均受診回数	0.0034409	0.001463	2.35		0.02
医療機関がカバーするエリアの平均距離	0.0035025	0.000715	4.9		0
定数項	1.274908	0.42735	2.98		0.003

表4-2 内生性検定に用いる最小二乗推定結果

パラメータ	推定値	標準誤差	t-値	標本数	187
				自由度修正済み決定係数	0.42
母平均年齢	0.0100704	0.003231	3.12	有意水準	0.002
出産時子供平均体重	-0.4088953	0.107949	-3.79		0
女性機会費用	-0.2988258	0.124901	-2.39		0.018
保健所妊婦健診平均受診回数	0.0034409	0.001443	2.38		0.018
医療機関がカバーするエリアの外縁までの平均距離	0.0035025	0.000751	4.67		0
第1段階推計式残差 (β_{ul})	0.3110082	0.143145	2.17		0.031
定数項	1.274908	0.365103	3.49		0.001

表4-3 内生性検定結果

帰無仮説	$\beta_{ul}=0$
対立仮説	$\beta_{ul}>0$
t-検定統計	2.17
5%臨界値	1.653363013
結果	棄却

表4-4 過剰識別検定に用いる最小二乗推定結果

パラメータ	推定値	標準誤差	t-値	有意水準
母出産時平均年齢	-0.0017287	0.0057601	-0.3	0.764
子供出産時平均体重	-0.0069945	0.1080039	-0.06	0.948
保健所妊婦健診平均回数	-0.0003619	0.0016695	-0.22	0.829
医療機関がカバーするエリアの外縁までの平均距離	-0.0004253	0.0015326	-0.28	0.782
女性25-34歳大卒・院卒比率	0.0414292	0.0882239	0.47	0.639
複産比率	-0.9997088	1.20807	-0.83	0.409
出産場所診療所比率	0.0060296	0.0176247	0.34	0.733
一人当たり実質県民所得	0.0008938	0.0039969	0.22	0.823
人口一人当たり公園面積	0.0004358	0.0007623	0.57	0.568
定数項	0.0698105	0.4270323	0.16	0.87

標本数 187
決定係数 0.0071

表4-5 過剰識別検定結果

χ^2 検定統計 (自由度 4)	9.48729
5%臨界値	1.31987
結果	棄却できない

わせや内生変数の組み合わせの選択を変えてもこのパラメータは、一貫して正で有意であった。かなり、正の因果関係が安定的に示されている。

最後に、母の出産時平均年齢や出産時子供平均体重も内生変数という疑いもある。特に、出産時の母の年齢は、出産のタイミングの決定と関わっているかもしれない。出産時の子供平均体重も、先に述べたように、近年減少傾向が顕著に見られ、母親の健康状態、両親の身体的特徴、両親の経済状況、生活習慣や医療機関など供給側の要因などとの因果関係を示す試みがなされている。そこで、母親年齢を内生変数とする場合、子供体重を内生変数とする場合、両変数を内生変数とする場合、3つの場合に関して、同じように、帝王切開実施率を被説明変数とする二段階最小二乗推定を行い、内生性検定を行った。しかし、この3つの場合すべてで、第1段階の推定式の残差と第二段階の推定式の残差に相関がないとする帰無仮説が棄

却できなかつた。すなわち、内生変数の選択に関する3つの特定化すべてで、母親年齢および子供の体重を外生変数とする可能性を排除できないことが示された。すなわち、本分析で用いた操作変数では、これら変数を内生変数とする特定化に基づく二段階最小二乗推定は支持されないことが示された。特に、出生時の平均体重の帝王切開実施率への効果を、分娩上のリスクの変数としての帝王切開実施への効果と機会費用、一人当たり県民所得、女性の高等教育比率などの社会経済変数が出生時の平均体重を通じて帝王切開実施率に与える効果を識別できなかつたとみられる。低体重の要因分析の過去の研究結果に用いられたデータは、『人口動態調査』あるいは『21世紀出生児縦断調査』の個票が主であり、両親の身体的な状況、分娩上のリスクにかかわる変数が詳細に利用可能である。本分析では、都道府県データを利用しているため、こうした条件を完全に統御できていないためと思われる。

5. 結語および今後の課題

本稿で重要な変数である帝王切開実施率を求めるために用いた帝王切開実施件数および分娩数は、『医療施設静態調査』（厚生労働省）より求めている。都道府県別帝王切開実施件数は、公表されているものの中で、唯一この統計でしか利用可能でないためである。この統計は、3年おきに行われ、9月1ヶ月間に現れた数値である。さらに、『医療施設静態調査』の分娩件数は、診療所および病院で行われた分娩に限られている。助産所または自宅などその他の場所で行われた分娩は含まれていない。年間の分娩数全国計の値は、『人口動態調査』より得られる。『医療施設静態調査』で得られる分娩件数に助産所その他の分娩数を上乗せし、年間分娩数を推計した。この推計値は、『人口動態統計』で得られる分娩数（出産数）から最大3%前後の乖離に留まった。『医療施設静態調査』で得られる病院・診療所での1ヶ月分の分娩件数は、『人口動態調査』から得られる年間出産総数と

整合的であることが確認できた。これを根拠に、『医療施設静態調査』の帝王切開実施件数と分娩件数を用いて、帝王切開実施率を求める。

次に、帝王切開実施率は、本分析の対象年、1999年、2002年、2005年および2008年に限ってみれば、2008年に向かって、増加傾向が顕著に覗かれる。わが国で、出生数（分娩数）の減少が指摘されている。この実施率は、帝王切開件数を分娩数で除して求めている。本稿が対象にする期間で、もし帝王切開件数に大きな変化がなく、分娩数の減少だけが見られるならば、帝王切開実施率の継続的な上昇傾向は、分娩数の減少だけが寄与することになる。したがって、分娩数の減少要因が専ら帝王切開実施率の上昇に寄与すると見られる。すなわち、帝王切開の実施率の上昇の原因は、分娩数減少の要因のみに帰着させればよい。帝王切開実施率の増加が専ら分娩数減少のみによるものか確認するため、帝王切開実施率の要因分解を行った。その結果、帝王切開実施率の上昇は、分娩数の減少だけではなく、帝王切開の実施件数の増加も寄与していることがわかった。すなわち、帝王切開件数の増加に影響を与える要因も考慮する必要があることがわかった。

『人口動態統計』より出産時の母親、子供の状態を知ることができるいくつかのデータを記述統計により明らかにした。特に、子供の平均体重が最近になるにつれ、減少傾向にあること、母親の出産年齢の上昇が明確に示された。

他に、分娩（出産）および帝王切開に影響を与えると見られる社会経済的な要因のデータを収集し、記述統計などを行った。女性の機会費用、女性の学歴の変数として女性の25-34歳での大卒院卒比率、保健所での妊婦健診平均受診回数、出産にかかわる1医療機関がカバーするエリアの広さ（外縁までの平均距離で計測）を見る。その結果、女性の機会費用は、2005年にいったん下落するが、1999年から2008年に向けて上昇傾向にある。女性の25-34歳の大卒・院卒比率も一貫して上昇傾向が認められる。保健所での妊婦健診平均受診回数は、2008年に大きくジャンプする。2009年1月から開始された妊婦健診の公的補助もその要因かもしれない。医療機関が

カバーするエリアの広さは、広がっている。なぜなら、1999年から2008年にかけて、産科・産婦人科を標榜する病院・診療所数（医療機関数）が一貫して減少しているためである。その結果、エリア内で受診する妊婦の数も増え、受診のためにかける距離も長くなっていると予想できる。産科・産婦人科に受診する妊婦がかかる距離が長くなっている、医療機関受診のための空間的なアクセスの容易性が小さくなっていることが示されている。

最後に、帝王切開実施率の要因分析を行う。被説明変数を帝王切開実施率、説明変数に母親出産年齢、子供の体重、女性の機会費用、保健所での妊婦健診平均受診回数および医療機関へのアクセスの容易性（医療機関がカバーするエリアの外縁までの距離）を用い、女性の機会費用を内生変数とし、操作変数に、女性25-34歳大卒・院卒比率、複産比率、病院診療所で行われた分娩数に占める診療所で行われた分娩数の比率（出産場所診療所所比率）、実質一人当たり県民所得、人口一人当たり公園面積を用いて、二段階最小二乗推定を行った。この特定化は、 t -検定統計量による内生性検定、過剰識別検定の結果から支持される。標本には、47都道府県のデータを1999年、2002年、2005年および2008年に関してプールしたものをを用いた。

推定結果に基づけば、出産時の母親平均年齢が正で有意、子供の平均体重が負で有意であることが確認された。保健所での妊婦健診平均受診回数が正で有意であることが示された。医療機関への受診にかけねばならない距離が遠くなれば、帝王切開実施率を上昇させることも有意に示された。さらに、女性の機会費用は、負に有意であることが示された。女性の機会費用と帝王切開実施率に関しては、正の因果関係があるとする指摘がある。われわれの用いたデータでは、子供の平均体重と女性の機会費用に正の相関が見られ、子供の平均体重と帝王切開実施率に負の因果関係が見られる。女性の機会費用の負のパラメータの一部に、平均体重と帝王切開実施率の負の因果関係の機会費用を通じた間接的な効果を含んでいる可能性もある。そのため、女性の機会費用のパラメータが負で有意に示されたかもし

れない。

本分析の限界として、妊婦健診の平均受診回数は、保健所に限ったものである。病院や診療所で行われた妊婦健診が含まれていない。妊婦健診のガイドラインで、おおよそ14-15回の受診回数を推奨しており、本分析で用いた受診回数の標本平均値は著しく低い。妊婦検診の頻度のデータとして、かなり不十分であることは否めない。

ほかに、分娩上のリスクを統御できているかはなはだ疑問である。子供の平均体重、母親出産年齢、妊婦健診受診回数、複産比率などで、さらに、都道府県レベルの平均値を用いて行うことが可能か疑問である。妊婦個人の妊婦健診の頻度、健診結果と分娩時の母親、胎児の健康状態、帝王切開の実施の有無の個人記録が利用可能であれば、妊婦の分娩時のリスクの統御がより適切に行われると期待できる。

〈参考文献〉

- [1] Gruber Jonathan, and Owings Maria, “Physician Financial Incentives and Cesarean Delivery”, Rand Journal of Economics, The RAND Corporation, Vol.27(1), PP.99-123, 1996

- [2] 川口大司, 野口晴子「低体重出生：原因と帰結」Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series No.265 , Research Unit for Statistical and Empirical Analysis in Social Science Hitotsubashi University, December 2012.

- [3] 厚生労働省『医療施設静態調査』1999,2002,2005,2008

- [4] 厚生労働省『人口動態調査』1999,2002,2005,2008

- [5] 厚生労働省『賃金構造基本統計調査』1999,2002,2005,2008

- [6] 総務省『国勢調査』1990,2000,2010

- [7] 厚生労働省『地域保健, 健康増進事業報告』1999,2002,2005,2008

- [8] 東洋経済新報社 2012『地域経済データ CD-ROM 2013』

Empirical Analyses of Socio-Economic Factors of C-Section Deliveries in Japan

Makoto KAWAMURA

《Abstract》

The ratios of Caesarean Section (C-section) Deliveries to deliveries have steadily increased since 1990's in Japan. To find out the reasons, the socio-economic factors behind the rate of C-section deliveries should be determined in addition to a delivery's risk factors. Then, regressions of the Socio-Economic factors and the delivery's risk factors on the C-section delivery rate are conducted. *Vital Statistics*, and the *Report on Survey of Medical Care Institutions* by MHW have mainly been used to construct the regression data set for the C-section rates and mothers' delivery risks at prefectural level, and data on the socio-economic factors have been constructed by prefectural Socio-Economic Statistics. The 2-Stage Least Squares' estimation results that were obtained are as follows. The mother's opportunity cost (as a Socio-Economic factor) negatively affects C-section delivery rate; this is unexpected. The average number of visits for prenatal checkup (as a Socio-economic factor) positively affects the rate, and accessibility to Ob-Gyn medical institutions (as a Socio-economic factor) has a negative effect. The mother's age at the time of delivery (as a Socio-economic Factor) positively affects the rate, and the average weight of neonates (as a delivery risks factor) negatively affects it, as expected.