

Table 1 Comparison of the Long-term Care Insurance System in Japan, Germany and Netherlands

	Germany	Netherland	Japan
Name of the system	Pflegeversicherung	Algemene Wet/Bijzonder	Long-term care insurance
Insurants	Medizinischer Dienst der Kassen	Central government	Municipalities
Budget	Premium	Premium + user copayment	Premium + Tax + User copayment
The insured	Almost all citizens	All citizens	<ul style="list-style-type: none"> • Citizens aged 40~60 (Type 2 insured) • Citizens aged over 65 (Type 1 insured)
Young & handicapped	Eligible for payment	Eligible for payment	Not eligible for payment
Care level	3 levels	No care level defined	6 levels
Cash payment	Yes	Yes	No

Source: HLWM (2004) "Comparison of Long-term Care Insurance System Between Japan and Other Countries", Information released at the 12th Social Security Council.

Table 2 Procedures for the use of service

	Name of the process	Details
Prep.	STEP 1 Application	Visit Municipality's Counter for Application
	STEP 2 Home visit	Care Manager or Public Staff visits the Applicant's Home to Collects Data
	STEP 3 Computer-Based Decision	Decision made by a Computer on the basis of Data Collected during Home Visit
	STEP 4 Final Decision	Final Decision is made on the basis of STEP 3 Result and Family Physician's Opinion
	STEP 5 Certification	Long-Term Care Requirement Certificate is sent to the Applicant
Use	STEP 6 Care Plan	Care Manager prepares Care Plan for the Customer
	STEP 7 Service Usage	Use of In-Home Services or At-Facility Services according to the Care Plan

Table 3 Benefit Paid Limit and Self Burden for In-home Services (Yen/month)

	Health condition	Benefit paid Limit	Self burden	In-home services	At-facility services
Self-supporting	with no problem to take care of himself			×	×
Support required	have difficulties in house works	¥61,500	¥6,150	○	×
Care level 1	have difficulties in bathing	¥165,800	¥16,580	○	○
Care level 2	can not walk without stick	¥194,800	¥19,480	○	○
Care level 3	Can not walk, need assisted bathing	¥267,500	¥26,750	○	○
Care level 4	have difficulties in daily self caring	¥306,000	¥30,600	○	○
Care level 5	have difficulties in communications and self caring	¥358,300	¥35,830	○	○

Source: Yamai and Saito (2005) p.47

Table 4 Number of Certified Elderly and Users (in thousand persons)

	2000	2001	2002	2003	2004
Number of certificated elderly	2,562	2,983	3,445	3,839	4,162
		16.4%	15.5%	11.4%	8.4%
Number of long-term care service user	1,687	2,175	2,540	2,868	3,156
		28.9%	16.7%	12.9%	10.0%
Number of in-home service users	1,134	1,520	1,840	2,136	2,393
		34.1%	21.0%	16.1%	12.0%
Number of at-facility service users	554	655	700	732	763
		18.3%	6.8%	4.6%	4.2%
(Reference) Population over 65	22,422	23,168	23,934	24,494	25,229
		3.3%	3.3%	2.3%	3.0%

Notes (1) Growth rate in the second line, (2) Real values from year 2000 to year 2003, predicted values for year 2004.

Table 5 Number of Service Providers

Name of the Service		May, 2000	May, 2004	Rate of Change
In-Home	Home-visit long-term care (Home Help Service)	12,650	21,112	66.9%
	Home-visit bathing	2,624	2,936	11.9%
	Home-visit nursing care	41,044	65,446	59.5%
	Home-visit rehabilitation	29,421	52,251	77.6%
	Commuting for care (Day service)	7,740	14,256	84.2%
	Commuting rehabilitation (Day care)	5,224	5,982	14.5%
	Welfare devices leasing	3,653	7,985	118.6%
	Short-stay service	4,607	5,695	23.6%
	Short-stay care	6,214	6,815	9.7%
	In-home medical care management counseling	93,367	145,447	55.8%
	Care service with mutual support for the elderly with dementia (Group Home)	535	5,003	835.1%
	Care service provided in for-profit private homes for the elderly (Pay Nursing Home, Care House etc.)	257	832	223.7%
	Other Aids for In-home Long-term Care	21,545	27,698	28.6%
	Long-term care welfare facilities for the elderly (Special nursing homes for the elderly)	4,416	5,226	18.3%
At Facility	Long-term care health facilities for the elderly	2,532	3,100	22.4%
	Long-term care medical facilities for the elderly	3,782	3,877	2.5%

Source: WAM-NET Database

Table 6 Number of Workers in Long-term Care Service Facilities

Type of Facilities		2000	2001	2002	2003	Rate of change (00-03)
In-Home	Home-visit long-term care (Home Help Service)	76,973	104,019	118,178	151,499	96.8%
	Home-visit bathing	9,426	10,890	10,836	11,535	22.4%
	Station for Home-visit nursing care or rehabilitation	22,302	21,534	23,027	24,289	8.9%
	Facilities that provide day service	70,949	83,092	101,350	122,709	73.0%
	Health facilities that provide day care for rehabilitation	98,796	21,964	23,089	26,217	14.0%
	Medical facilities that provide day care for rehabilitation		22,172	22,598	22,915	
	Facilities providing short-stay service or care		51,629	60,484	63,492	
	Group home	4,375	9,566	18,616	35,907	720.7%
	Welfare devices leasing	8,800	11,984	14,559	17,005	93.2%
Offices providing aids for In-home Long-term Care	32,884	39,991	48,872	51,234	55.8%	
At Facility	Long-term care welfare facilities for the elderly	168,257	174,875	188,423	202,764	20.5%
	Long-term care health facilities for the elderly	137,059	148,753	140,912	151,759	10.7%
	Long-term care medical facilities for the elderly	93,736	96,872	110,770	114,050	21.7%
Total		723,557	797,341	881,714	995,375	37.6%

Source: HLWM" Survey of Long-term Care Service Facilities"(2000-2003)

Notes: (1) Statistics on October 1st of each year are demonstrated. (2) Number of Part-time workers is converted into the number of full-time workers by work times.

Table 7 Payment of Long-term Care Insurance by Service Type

Unit: Trillion Yen

	2000	2001	2002	2003	2004
Home-visit services & day services and day care	0.83	1.18	1.43	1.67	1.89
		41.1%	21.9%	16.5%	13.1%
Short stay service or care	0.09	0.17	0.21	0.23	0.26
		76.5%	24.0%	11.9%	10.8%
other in-home services	0.14	0.21	0.28	0.40	0.52
		47.0%	32.8%	44.2%	29.2%
Welfare devices leasing & allowance for home renovation	0.02	0.04	0.05	0.05	0.05
		81.9%	25.0%	7.3%	-2.2%
At-facility services	2.13	2.50	2.66	2.71	2.83
		17.3%	6.5%	1.9%	4.3%

Notes (1) Growth rate in the second line. Real values from year 2000 to year 2003, predicted values for year 2004.

Table 8 Insurance Payment by Care Level of the Users (in trillion yen)

	2000	2001	2002	2003	2004
Support required	0.10	0.11	0.12	0.15	0.18
		8.2%	18.3%	23.9%	18.6%
Care level 1	0.50	0.63	0.74	0.85	0.97
		24.8%	18.7%	13.6%	14.4%
Care level 2	0.53	0.70	0.81	0.82	0.81
		32.1%	14.9%	0.7%	-0.8%
Care level 3	0.60	0.74	0.82	0.89	1.01
		22.7%	11.3%	9.2%	12.6%
Care level 4	0.80	0.96	1.05	1.14	1.26
		20.5%	9.0%	9.2%	10.1%
Care level 5	0.69	0.96	1.08	1.21	1.32
		38.5%	13.3%	12.1%	8.7%

Notes (1) Growth rate in the second line. (2) Real values from year 2000 to year 2003, predicted values for year 2004.

Table 9 Number of Certified Persons by Care Level (in thousand persons)

	2000	2001	2002	2003	2004
Support required	321.50	389.87	498.99	584.09	670.15
		21.3%	28.0%	17.1%	14.7%
Care level 1	701.49	874.72	1056.27	1198.09	1329.18
		24.7%	20.8%	13.4%	10.9%
Care level 2	483.80	562.94	635.83	567.31	608.51
		16.4%	12.9%	-10.8%	7.3%
Care level 3	354.83	388.65	425.71	465.67	517.98
		9.5%	9.5%	9.4%	11.2%
Care level 4	363.28	389.08	419.29	456.85	491.44
		7.1%	7.8%	9.0%	7.6%
Care level 5	336.70	377.43	409.09	432.09	464.32
		12.1%	8.4%	5.6%	7.5%

Notes (1) Growth rate in the second line. (2) Real values from year 2000 to year 2003, predicted values for year 2004.

Table 10 Changes in Care Level from 2000 to 2002 (%)

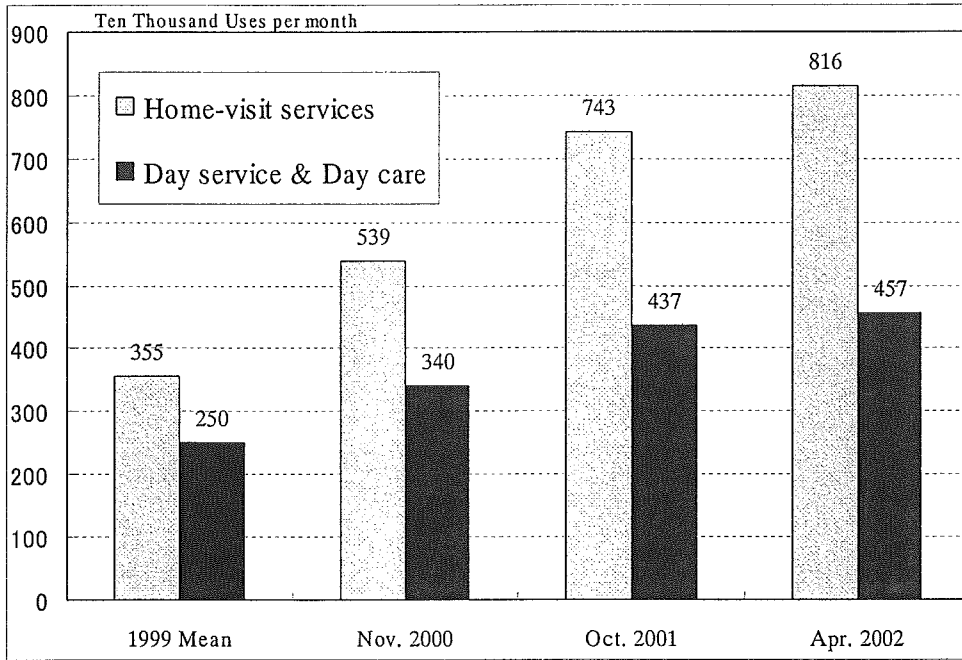
		Care level in year 2002							Total
		Support required	Care level 1	Care level 2	Care level 3	Care level 4	Care level 5	Dead or discharged	
Care level in year 2000	Support required	32.4	34.8	8.4	2.9	1.7	1.1	18.7	100.0
	Care level 1	5.9	39.8	18.5	8.4	5.5	2.4	19.5	100.0
	Care level 2	0.5	11.6	31.8	17.9	10.2	4.1	23.9	100.0
	Care level 3	0.3	2.6	9.8	27.8	22.9	10.3	26.4	100.0
	Care level 4	0.1	0.7	1.4	7.1	29.9	25.66	35.3	100.0
	Care level 5	0	0.1	0.2	0.8	5.2	20.2	43.5	100.0
	Total	5.6	16.7	12.8	10.9	12.1	14.6	27.3	100.0

Source: Kawagoe (2003)

Table 11 Certification Rate, Utilization Rate and Payment Per Elderly (All Ages)

	2000	2001	2002	2003	2004 (Approximate)	2005 (Assumed)	2006 (Assumed)	2007 (Assumed)	2008 (Assumed)
(1) Certification rate (=Number of certified elderly/Population over 65)	0.116	0.130	0.146	0.158	0.168	0.177	0.182	0.185	0.185
(2) Utilization rate (=Number of users/Number of certified elderly)	0.659	0.729	0.737	0.747	0.758				
Utilization rate of in-home services (=Number of users of in-home services/Number of certified elderly)	0.443	0.510	0.534	0.556	0.575	0.589	0.599	0.603	0.603
Utilization rate of at-facility services (=Number of users of at-facility services/Number of certified elderly)	0.216	0.220	0.203	0.191	0.183	0.180	0.180	0.180	0.180
(3) Insurance payment per user (10,000 Yen, price of the year 2000)	191.4	190.0	185.3	180.0	179.2				
In-home service payment per user	96.6	105.9	108.9	112.5	115.9	119.4	123.0	126.7	130.5
At-facility service payment per user	385.3	385.1	386.3	377.2	378.1	378.1	378.1	378.1	378.1

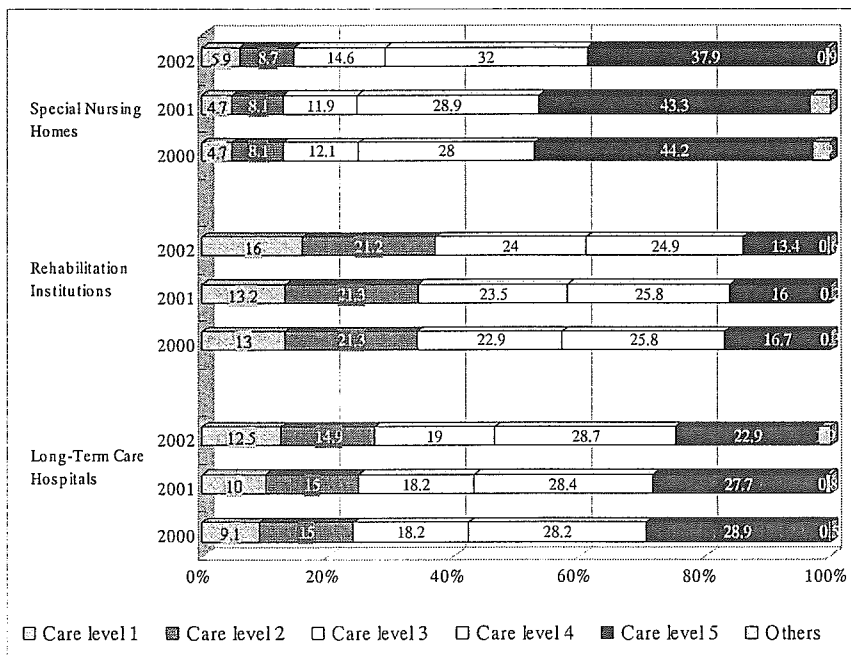
Figure 1 Total Cost of Long-Term Care Insurance Benefits (in trillion yen)



Source: Announcement of HLWM.

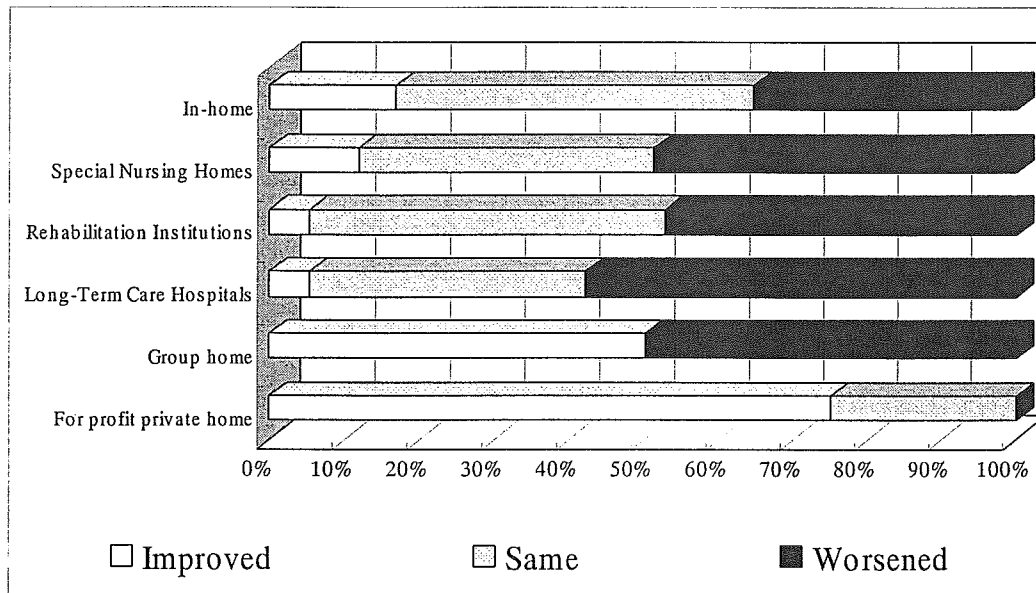
Notes: (1) Real values from year 2000 to year 2003, predicted values for year 2004.

Figure 2 Distribution of Care Levels of Users at LTC Facilities



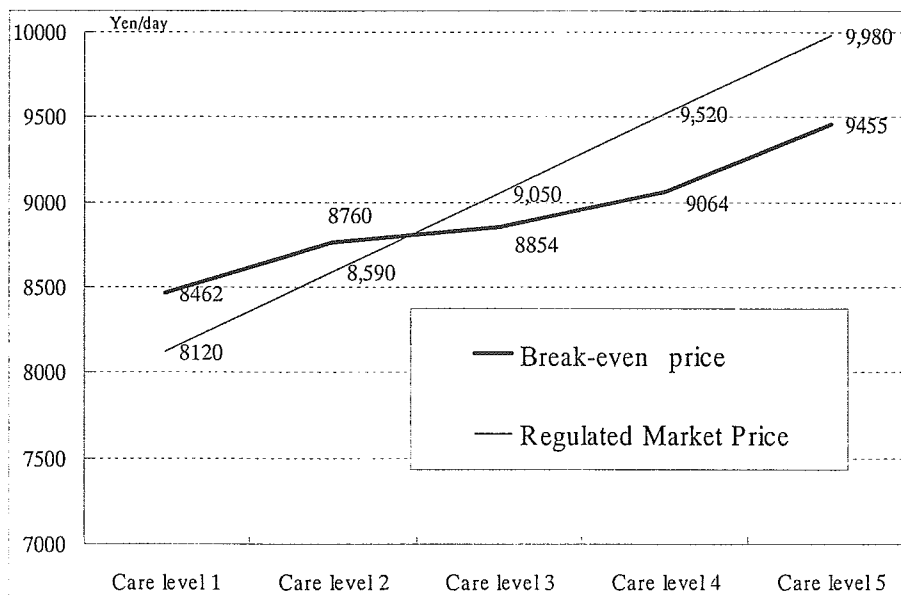
Source: HLWM" Survey of Long-term Care Service Facilities"(2000-2002)

Figure 3 Changes (2000-2002) of care level by long-term care places



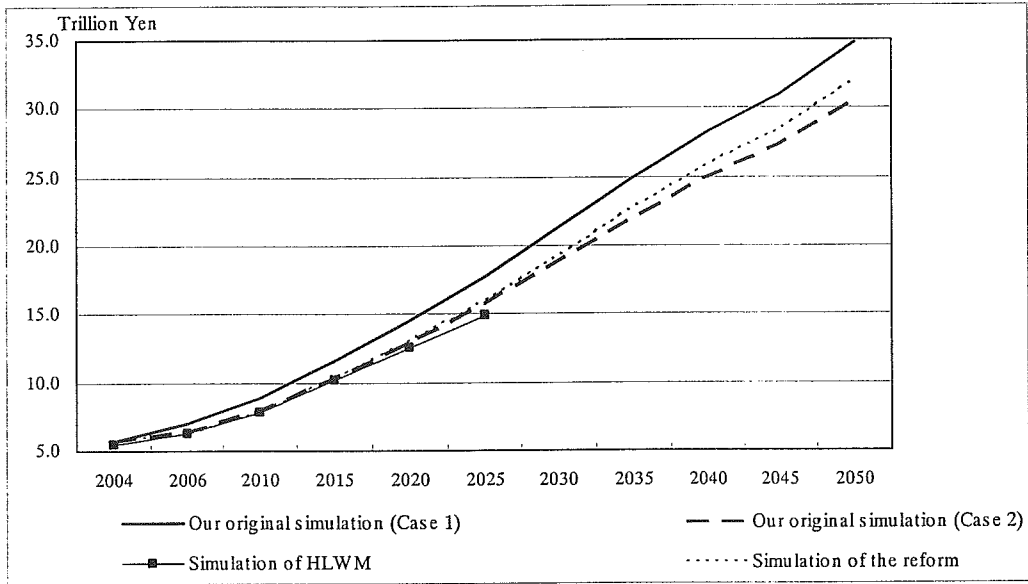
Source: Kawagoe(2003) Note: All samples are of care level 2 in 2002.

Figure 4 Break-even Price and Menu Price of the Special Nursing Homes by Care Level of the Patients



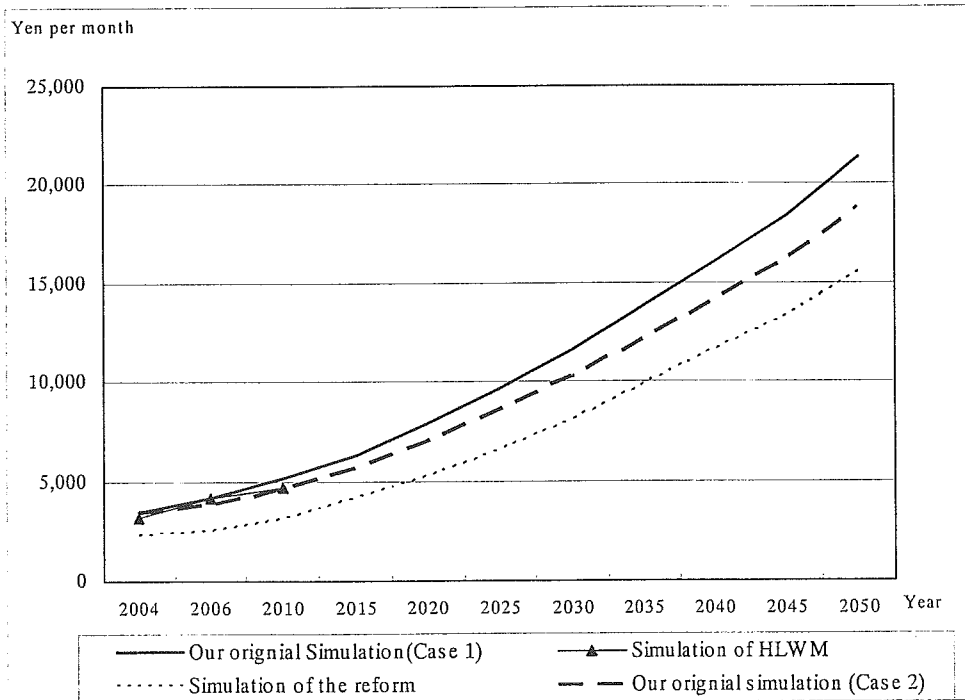
Note: Regulated market price is the newest rate. While break-even price is cited from the survey result of Satake and Suzuki (2001).

Figure 5 Projection of the Total Insurance Payments for Long-term Care Services



Notes: All of the payment amounts are converted into present values of year 2000.

Figure 6 Projection of Premium Paid by the Type 1 Insured



Notes: All of the payment amounts are converted into present values of year 2000.

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）
「生活習慣と健康、医療消費に関するマイクロ計量分析」
（分担）研究報告書

介護保険は社会的入院を減少させたか

主任研究者 小椋正立 法政大学経済学部教授
研究協力者 花岡智恵 法政大学大学院経済学研究科博士後期課程
分担研究者 鈴木 亘 東京学芸大学教育学部助教授

研究要旨

この論文の目的は、介護保険制度導入が社会的入院患者に与えた影響を退院確率の変化から分析することである。データは、ある県の国民健康保険老人医療の入院レセプトデータから、介護保険導入前後の約5年間（1998年5月～2003年3月）において、疾病コードの情報が得られる1,708人のパネルデータを使用した。実証モデルでは、介護保険導入の効果をみるために半年ごとのダミー変数を用い、また社会的入院患者を識別するために患者の病気や病院の種類を説明変数に加えた。さらに、これらのクロス項（半年ごとのダミー変数×病気の種類、半年ごとのダミー変数×病院の種類）を説明変数に加え、log-logistic ハザードモデルを推計した。この条件付退院確率関数の推計から、以下のことがわかった。特例許可老人病院の入院患者について、介護保険導入直後の半年間、一時的に退院確率が増加したものの、導入1年後には退院確率が低下しており、社会的入院を含む長期入院患者に対する介護保険導入の効果は一時的なものであったと推察される。また、脳梗塞患者や認知症患者のように、入院期間が比較的長期にわたる患者については、医療保険制度改正や介護保険導入による退院確率への影響はほとんどみられなかった。しかし、比較的、入院期間が短い傾向にある悪性新生物や呼吸器系疾患の患者については、医療保険制度の改正や介護保険導入が退院確率に大きな影響を与えたことがわかった。

A.研究目的

2000年4月に施行された介護保険導入の1つの目的は社会的入院を是正し医療費を効率化させることにあった。これまで、実証的に介護保険導入が入院患者の退院行動にどのような影響を与えたかという分析はほとんど行われていなかった。社会的入院の解消は重要な政策課題であるため、この影響を推定し、今後の高齢者医療、また介護保険行政の政策

立案に生かすことが厚生政策上重要である。

B.研究方法

データは、ある県の国民健康保険老人医療の入院レセプトデータから、介護保険導入前後の約5年間（1998年5月～2003年3月）において、疾病コードの情報が得られる1,708人のパネルデータを使用した。実証モデルでは、介護保険導入の効果をみるために半年ご

とのダミー変数を用い、また社会的入院患者を識別するために患者の病気や病院の種類を説明変数に加えた。さらに、これらのクロス項（半年ごとのダミー変数×病気の種類、半年ごとのダミー変数×病院の種類）を説明変数に加え、log-logistic ハザードモデルを推計した。

C. 研究結果

log-logistic ハザードモデルによる条件付退院確率関数の推計から、特例許可老人病院の入院患者について、以下のことがわかった。介護保険導入直後の半年間に一時的に退院確率が高くなる傾向を示したものの、介護保険導入 1 年後には、導入 1 年前の退院確率の水準に戻っていたことがわかった。また、比較的、入院期間が短期である患者について、1999 年 11 月～2000 年 4 月、2000 年 11 月～2001 年 4 月、そして 2002 年 11 月～2003 年 3 月に一時的に退院確率が上昇する傾向がみられた。

D. 考察

特例許可老人病院の入院患者について、介護保険導入直後の半年間、一時的に退院確率が増加したものの、導入 1 年後には退院確率が低下しており、社会的入院を含む長期入院患者に対する介護保険導入の効果は一時的なものであったと推察される。脳梗塞患者や認知症患者のように、入院期間が比較的長期にわたる患者については、医療保険制度改正や介護保険導入による退院行動への影響はほとんどみられなかった。しかし、比較的、入院期間が短い傾向にある悪性新生物や呼吸器系疾患の患者については、医療保険制度の改正や介護保険導入が退院行動に大きな影響を与えたことがわかった。

E. 結論

本稿では特例許可老人病院の入院患者、また比較的入院期間が短い傾向にある疾患の入院患者について、介護保険導入による退院確率の変化が明らかになった。今後は、他県のデータを使用して、本稿と同様の傾向が示されるかどうか検証が必要である。

F. 研究発表

2006 年度日本経済学会春季大会報告採択決定
(2006 年 6 月、福島大学)

G. 知的所有権の取得状況

特になし

介護保険は社会的入院を減少させたか

小椋正立（法政大学経済学部）

花岡智恵（法政大学大学院経済学研究科博士後期課程）

鈴木亘（東京学芸大学教育学部）

2006年3月

要約

この論文の目的は、介護保険制度導入が社会的入院患者に与えた影響を退院確率の変化から分析することである。データは、ある県の国民健康保険老人医療の入院レセプトデータから、介護保険導入前後の約5年間（1998年5月～2003年3月）において、疾病コードの情報が得られる1,708人のパネルデータを使用した。実証モデルでは、介護保険導入の効果をみるために半年ごとのダミー変数を用い、また社会的入院患者を識別するために患者の病気や病院の種類を説明変数に加えた。さらに、これらのクロス項（半年ごとのダミー変数×病気の種類、半年ごとのダミー変数×病院の種類）を説明変数に加え、log-logistic ハザードモデルを推計した。この条件付退院確率関数の推計から、以下のことがわかった。特例許可老人病院の入院患者について、介護保険導入直後の半年間、一時的に退院確率が増加したものの、導入1年後には退院確率が低下しており、社会的入院を含む長期入院患者に対する介護保険導入の効果は一時的なものであったと推察される。また、脳梗塞患者や認知症患者のように、入院期間が比較的長期にわたる患者については、医療保険制度改正や介護保険導入による退院確率への影響はほとんどみられなかった。しかし、比較的、入院期間が短い傾向にある悪性新生物や呼吸器系疾患の患者については、医療保険制度の改正や介護保険導入が退院確率に大きな影響を与えたことがわかった。

資料 小椋 正立（法政大学経済学部）

花岡 智恵（法政大学大学院経済学研究科）

鈴木 亘（東京学芸大学）

「介護保険は社会的入院を減少させたか」

1. はじめに

2000年4月に施行された介護保険導入の1つの目的は社会的入院を是正し医療費を効率化させることにあった。社会的入院とは、入院治療の必要が無くなったにもかかわらず、家庭に介護者がいないなどの非医学的理由で入院している状態¹を指す。府川(1995)のレセプトデータを用いた分析より、70歳以上人口の3.0~6.5%が社会的入院患者であり、その規模は老人医療費の約14%(1兆円弱)にのぼると示されている。介護保険導入による社会的入院の解消は重要な政策課題である一方で、実証的に、介護保険導入が入院患者の退院行動にどのような影響を与えたかという分析はほとんど行われていない。

この論文の目的は、介護保険制度導入が社会的入院患者に与えた影響を退院確率の変化から分析することである。データは、ある県の国民健康保険老人医療の入院レセプトデータから、介護保険導入前後の約5年間(1998年5月~2003年3月)において、疾病コードの情報が得られる1,708人のパネルデータを使用した。実証モデルでは、介護保険導入の効果をみるために半年ごとのダミー変数を用い、また社会的入院患者を識別するために患者の病気や病院の種類を説明変数に加えた。さらに、これらのクロス項(半年ごとのダミー変数×病気の種類、半年ごとのダミー変数×病院の種類)を説明変数に加え、log-logisticハザードモデルを推計した。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では背景、第3節では方法、第4節ではデータの説明を行う。第5節で結果、第6節で考察を示した後、第7節で結論を述べる。

2. 背景²

1998年度当時の医療保険制度では老健被保険者は1日あたり定額自己負担であった。入院の一部負担は1,100円/日であり、1999年度は1,200円/日となった。医療保険の対象である老人病棟や療養型病床を有する病院でのサービスにおいて、利用者の自己負担額は月3.9万円程度であった。一方、介護サービスは租税を財源とする措置制度のもとで提供されていた。介護サービスの利用には本人と扶養義務者の収入に応じた負担となるため、中高所得者にとって重い負担となり、低所得者でなければ利用が困難であった。また、行政が措置として一方的にサービス内容と提供機関を決定するため、競争原理が働かずサービスの質も悪かった。その上、もっとも重症の介護を要する患者を受け入れるはずの特別養護老人ホームなどの費用は全額公費に依存したため、地方自治体の厳しい財政状況の中でサービスを拡大することができず、入所には長い待機時間を要するのが普通であった。

¹ 府川(1995)の定義による。

² この節の議論はOgura et al. (2005)、小椋他(2005)を参照した。

このように、介護サービスについて、低所得者以外は利用が困難である一方、医療保険適用サービスでの自己負担は割安であったため、社会的入院が蔓延していた。

2000年4月に導入された介護保険は、社会的入院の解消が政策目的の1つであった。社会保険方式の介護保険導入により、利用者はサービス事業提供者との契約に基づき介護サービスを選択することが可能となった。介護サービスの量と選択の幅が広がることで、社会的入院者が介護保険に移行することが期待された。その後、医療保険制度において老人医療の自己負担は1日いくらの定額制から定率制へと変更となった。2001年1月には月額上限付きの定率1割負担となり³、2002年10月には月額上限額の変更⁴と、一定以上所得者について定率2割負担へと変更となった。

3. 方法

3.1. Log-logistic ハザード関数⁵

Log-logistic ハザードモデルでは、分析期間中の時間 t に退院をする「危険」にさらされる患者について、任意の時間間隔 $(t, t + \Delta t)$ の間に退院する確率を推計する。目的は退院までの時間 T を明らかにすることである。 T の累積分布は以下の通り：

$$F(t) = \int_0^t f(s) ds = \text{Prob}(T \leq t)$$

ここで s は入院期間、そして $f(s)$ は確率密度関数である。患者の生存関数 $S(t)$ は時間 t において患者がまだ入院している確率である：

$$S(t) = 1 - F(t) = \text{Prob}(T > t)$$

分析の重点は退院のハザード関数で、以下のように定義される：

$$h(t) = (f(t)/S(t))$$

これは、 t 日間入院をしている患者を条件とした時の、 t 日目に退院する瞬時的な退院確率を示している。図1はノンパラメトリックに推計された退院ハザード関数をプロットしたものである。最初は増加し後に減少するという退院期間の分布の特徴をおうためにlog-logistic ハザード関数を用いた。

³ 入院の場合、上限は1ヶ月に37,200円、住民税非課税世帯の被保険者の場合は24,600円、住民税非課税世帯で老齢福祉年金受給の被保険者は15,000円である。また、この改正で老人医療の高額医療費支給制度が新設された。

⁴ 入院の場合、上限が1ヶ月に40,200円へと変更になった。一定以上所得者の上限は72,300円と医療費から一定額を引いた残額の1%の合計額が上限となった。住民税非課税世帯の上限は変更なし。

⁵ この節の説明はCleves et al. (2004)、Greene (2003)を参照した。

このモデルは以下のような形をとる：

$$\ln(t_j) = x_j \beta_x + \ln(\tau_j)$$

ここで x_j は j 番目の説明変数、 β_x は j 番目の係数、そして τ_j はパラメーター (β_0, γ) で

log-logistic 分布に従い $\tau_j = \exp(-x_j \beta_x) t_j$ である。

log-logistic 密度関数、生存関数は以下の通り：

$$f(t) = \frac{\lambda_j^{(1/\gamma)} t^{1/\gamma-1}}{\gamma \{1 + (\lambda_j t)^{(1/\gamma)}\}^2}$$

$$S(t) = \{1 + (\lambda_j t)^{(1/\gamma)}\}^{-1}$$

log-logistic ハザード関数は以下の通り：

$$h(t) = \frac{\lambda_j^{(1/\gamma)} t^{1/\gamma-1}}{\gamma \{1 + (\lambda_j t)^{(1/\gamma)}\}}$$

log-logistic ハザードモデルでは $\lambda_j = \exp(-x_j \beta_x)$ はスケールパラメーターとして、パラメーター γ はシェイプパラメーターとして扱われる。 λ_j が 1 以上か未満かにより、時間は加速もしくは減速する。図 2 は γ を一定としたとき、 λ_j の変化がどのようにハザード関数を変化させるかを示したものである。もし $\lambda_j = 1$ であれば $\tau_j = t_j$ なので時間は患者と同じように過ぎる。もし $\lambda_j > 1$ であれば $\tau_j > t_j$ なので時間は患者よりも速く過ぎ、退院はより早く発生する。もし $\lambda_j < 1$ であれば $\tau_j < t_j$ なので患者の時間はより遅く過ぎ、退院はより遅く発生する。 λ_j を固定にして、シェイプパラメーター γ を変化させた効果は図 3 に示される。値が小さいほど、形状はより険しくなる。このように、スケール、シェイプという 2

つのパラメーターが log-logistic ハザード関数を特徴づけ、説明変数ごとに退院の効果を変化させる。

3.2. モデルの特定化

退院のハザード率を分析するために、入院期間のモデルでは 6 種類の変数を説明変数として使用する。(i) 半年ごとのダミー変数；(ii) 病気；(iii) 病院の種類；(iv) 老人医療対象者 1 人あたりの市町村ごとの介護施設定員数；(v) 個人特性、そして (VI) 四半期ダミーである。

$$\ln(T_{iklm}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Period} + \alpha_2 \text{Disease}_{ik} + \alpha_3 \text{Hospital}_{il} + \alpha_4 \text{Disease}_{ik} \times \text{Period} \\ + \alpha_5 \text{Hospital}_{il} \times \text{Period} + \alpha_6 \text{Capacity}_{LTC_{im}} + \alpha_7 \text{Individual}_i + \alpha_8 \text{Quarterly} + u_{iklm}$$

ここで i は患者、 k は病気、 l は病院の種類、 m は市町村、 α は推計されるパラメーターを表す。誤差項の u は平均 0、分散 $\pi^2\gamma^2/3$ の logistic 分布に従う。変数の定義は表 1 に示したとおりである。

被説明変数は退院までの継続した入院日数 T_{iklm} である。データでは、月ごとの入院日数は利用可能であるが、退院までの入院日数は利用可能でないため、以下の方法で作成した。まず、患者ごと、入院ごとに、継続入院を開始した月を識別するダミー変数を作成した。継続入院は、月末いっぱいまで入院をしている場合は、翌月の入院と継続しているものと判断した。但し、各年の 5 月、12 月、1 月は、それぞれ長期休暇により一時退院をする可能性が高いため、最高 7 日間のインターバルがあった場合でも、月末まで入院したものとみなした。次に、継続入院が途切れる最終月を退院月と判断して、入院開始月から退院月までの、月ごとの入院日数を合計して退院までの継続入院日数を作成した。2003 年 3 月に月末いっぱいまで入院をしている場合は、翌月以降の入院有無がわからないため、退院とは判断していない。また、死亡により資格喪失をしている被保険者の資格喪失年月と、退院年月が同じであった場合、退院とはしていない。死亡退院は退院には含めない代わりに、実証モデルでは死亡した被保険者であることを説明変数として含め、コントロールをしている。

変数のセット *Period* は分析期間（1998 年 5 月～2003 年 3 月）を半年ごとに 10 区分したダミー変数である。病気の種類を表す変数 Disease_{ik} は脳梗塞、認知症、悪性新生物、筋骨格系の疾患、呼吸器系疾患の患者を示すダミー変数である。これら病気の種類については高齢者の介護施設への入所ハザードを推計した Headen (1993) でコントロールされている変数に従った。 Hospital_{il} は患者が入院をしている病院の種類を表すダミー変数で、特例許可老人病院、療養型病床を有する病院、そして大学病院である。一般病院その他がベー

スカテゴリーである。 $Capacity_LTC_{im}$ は市町村ごとの老人医療対象者 1 人あたりの介護施設定員数である。特別養護老人ホーム、老人健康保健施設の定員数、そして介護型病床の病床数（介護保険導入前は 0）がコントロールされている。個人特性である $Individual_i$ は患者の年齢、性別、分析期間中の死亡、そして分析期間中に死亡以外の理由で異動があったかどうか、である。退院数が年度末に増加するという退院行動の季節性をコントロールするために四半期ダミー（*Quarterly*）を用いている。

関心のある変数は $Period$ と $Disease_{ik}$ 、もしくは、 $Hospital_{it}$ の交差項である。これらは社会的入院患者に対する介護保険導入の効果を識別するために用いられる。

4. データ

4.1. データ

データは関西地方の 1 県の 1998 年度～2002 年度までの老人医療全加入者のレセプトデータを用いている。対象となる被保険者は、1998 年 4 月時点で資格を有する老人医療の被保険者である。分析データは 2 つのデータセットを結合して得られたものである。1 つのデータは月別に集計された患者のレセプトデータで“*A データ*”とする。id、性別、年齢、医療費、そして、その月の入院日数が含まれている。もう 1 つを“*B データ*”とする。*B データ*は月ごとに集計されていない病院ごとのレセプトデータで、毎年 5 月のみ利用可能である。病院と病気の情報は、毎年 5 月のみ利用可能であるため、5 月から開始した継続入院であれば、他の月についても、病気と病院は同一であるとみなした。*A データ*のみのデータセットをフルサンプル、*A データ*と *B データ*を結合させたものをサブサンプルと呼ぶ。サブサンプルでは、入院が 5 月から開始される場合は観測値として現れ、5 月以外の月から開始した入院はサンプルより除かれている。サブサンプルの記述統計量は表 2、そして、フルサンプルの記述統計量は表 3 にある。

観測値の削除はセレクションバイアスを生じさせるかもしれない。表 4 は $Period$ ダミーと入院日数の分布を、サブサンプルとフルサンプルにわけて表示したものである。入院日数は各時点においての入院日数であるため、1440 日以上の超長期入院の観測値は分析期間終了近くの $Period$ に発生する。サブサンプルについては、入院が各年 5 月から開始する患者のサンプルであるため、相対的に、各年の 5 月～10 月（ $Period$ ダミーが奇数値）は短期入院者の割合が高まり、一方で、各年の 11 月～4 月（ $Period$ ダミーが偶数値）については長期入院者の割合が増加するという傾向を示す。フルサンプルとサブサンプルを用いた際の推定量の違いについては、5.2 節で考察する。

入院期間のデータであるため、データの初期では左打ち切り（left censoring）が生じる。そのため、フルサンプルでは 1998 年 4 月に入院がある観測値について、1998 年 4 月から継続する入院分について観測値を削除している。また、分析データでは 1 ヶ月以上入

院を継続している観測値のみとしている。さらに、介護保険でカバーされない精神疾患による入院についても、観測値を削除している。最終的に、1998年5月～2003年3月までの、サブサンプル（フルサンプル）4,917人（18,981人）、29,855（114,809）観測値のデータセットとなっている。

4.2. 分析期間中の入院者数、入院開始者数、退院者数のトレンド

図4は、分析期間1998年5月～2003年3月までの入院者数、入院開始者数、退院者数を示したものである。4.1節で示したデータの作成方法より、1998年5月の入院者と、入院開始者数は同一の値となっている。フルサンプルについて、患者数は分析期間初めに急速に増加し、その後、穏やかな増加を示している。というのも、左打ち切り（left censoring）の問題から、1998年4月に開始する入院の観測値を削除しているため、相対的に、分析期間の初期には観測値が少なくなるためである。入院開始者の傾向は1998年8月の急激な増加と、2003年3月の急激な減少を除いて安定している。2003年3月の急激な減少の理由は、観測値を1ヶ月以上の入院患者と限定しているため、2003年3月の入院開始者とは2003年3月に入院を開始し、かつ、月末いっぱいまで入院している者に限定されることにより、相対的に観測値が減少するためである。我々の関心事は入院患者の退院行動が介護保険導入後に変化したかどうかである。退院者の傾向より、退院患者数は介護保険導入前の1ヶ月に急激に増加している。

サブサンプルについては、入院が各年5月から開始する患者のサンプルであるため、入院開始者数は各年5月にしか表れない。入院者数についても、各年5月が最も観測値が多く、退院の発生に伴い徐々に減少していく。退院者数は、各年7月に最も観測値が多くなる形状となっている。

5. 結果

5.1. 介護保険導入の効果

サブサンプルを使用したlog-logisticハザードモデルによる退院日数関数の推定値は表5に示されている。表5の退院日数関数の推定値よりハザード率を計算したものが表6である。

モデル(1)は、半年ごとのダミー変数（*Period*）、市町村ごとの老人医療対象者1人あたりの介護施設定員数、個人特性、四半期ダミーのみでコントロールをした場合の推計結果である。モデル(2)は、モデル(1)の説明変数に病気と病院のダミー変数を追加した結果である。モデル(3)は、モデル(1)の説明変数に半年ごとのダミー変数（*Period*）と病気（*Disease_{ik}*）の交差項、また、半年ごとのダミー変数（*Period*）と病院（*Hospital_{it}*）の交差項を加えた結果である。それぞれのモデルでは、シェイプパラメーターを一定とした場合と、変数ごとに变化させた場合、両方の結果を載せている。

表5の推定値の解釈について少し注意が必要である。被説明変数は退院までの日数で

あるため、プラスの値が大きいほど入院期間がより長いことを示し（退院のハザードが低い）、一方でマイナスの値が大きいほど入院期間がより短い（退院のハザードが高い）ことを示している。

5.1.1. 一般的な退院ハザードの変化

結果は表 5、表 6 のモデル(1)に示されている。半年ごとに、退院ハザード関数の変化をプロットしたものが図 5-1 である⁶。四半期ダミーをコントロールしているため、*Period1* と *Period2* をベースカテゴリーとしている。シェイプパラメーター γ を変数ごとに変化させた場合の推定結果より、分析開始の 1 年間（1998 年 5 月～1999 年 4 月）と比較して、1999 年 5 月～1999 年 10 月（*Period3*）には 27.7%、1999 年 11 月～2000 年 4 月（*Period4*）には 79.4%、分析期間最終の 2002 年 11 月～2003 年 3 月（*Period10*）には 84.4%、退院のハザードが低下している。分析期間が進むほど退院のハザードが低下する（入院期間が長くなる）傾向は、フルサンプルを用いた推計結果と同様である（詳しくは 5.2 節参照）。これより、一般的には介護保険導入は退院ハザードに対して影響を与えていないことがわかった。

5.1.2. 病気・病院の種類と退院ハザードの変化

表 5、表 6 のモデル(2)では、モデル(1)に患者の病院や病気の種類を追加している。病院と退院確率の関係については、一般入院患者と比較して、大学病院は退院のハザードが高く、特例許可老人病院や療養型病床を有する病院の入院患者の退院ハザードは低い。シェイプパラメーター γ を変数ごとに変化させた場合の推定結果より、大学病院の入院患者は、一般の患者と比較して 17.4%退院のハザードが高く、反対に特例許可老人病院の入院患者は 69.8%、療養型病床を有する病院の入院患者は 64.5%退院のハザードが低い。病気と退院確率の関係について、一般患者と比べて悪性新生物の患者は退院のハザードが高く、脳梗塞や認知症の患者は退院のハザードが低い。一般の患者と比較して、悪性新生物の患者は 35.4%退院のハザードが高く、一方で、脳梗塞患者は 31.3%、認知症患者は 70.9%退院のハザードが低い。これより、病院の種類では、特例許可老人病院や療養型病床を有する病院の入院患者が、病気の種類では、脳梗塞や認知症患者の入院期間が長い傾向にあることがわかった。

5.1.3. 社会的入院患者に対する介護保険導入の効果

⁶ 図 5-1、図 5-2、図 5-3 はシェイプパラメーター γ が一定の場合のハザード関数である。シェイプパラメーター γ を一定とした場合、変数ごとに変化させた場合、いずれかの式で統計的に有意な結果を得られた期についてプロットをしている。

表 5、表 6 のモデル(3)では、モデル(1)の説明変数に半年ごとのダミー変数と病気の交差項、また、半年ごとのダミー変数と病院の交差項を加えて推計を行っている。これらの交差項は社会的入院患者に対する介護保険導入の効果を識別するために用いた。

まず、病院との交差項の結果では、特例許可老人病院の入院患者について、分析期間を通じて統計的に有意な結果が得られた。図 5-2 は、半年ごとに、特例許可老人病院での入院患者の退院ハザード関数の変化をプロットしたものである。推計の結果、介護保険導入直後の半年間に一時的に退院のハザードが高くなる傾向を示したものの、介護保険導入 1 年後には、導入 1 年前の退院確率の水準に戻っていたことがわかった。シェイプパラメーター γ を変数ごとに変化させた場合の推定結果より、ベースカテゴリーである分析開始 1 年目の一般入院患者と比較して、1998 年 5 月～1998 年 10 月 (*Period1*) では退院ハザードが 39.5%、*Period2*では 72.8%、*Period3*では 68.5%の低下と、分析期間が進むほど退院ハザードが低下する傾向を示していた。その後、介護保険導入直後の *Period5* (2000 年 5 月～2000 年 10 月) で、一般患者と比較して、退院ハザードが 35.1%の低下となり、一時的に *Period1*とほぼ同水準の退院ハザードを示した。しかし、介護保険導入から 1 年後の *Period7*では、一般患者と比較して、退院ハザードが 65.8%、*Period8*では 73.6%、*Period9*では 86.8%、そして *Period10*では 67.6%の低下を示し、介護保険導入 1 年前と同水準の退院確率を示した。

次に、病気との交差項の結果では、比較的、入院期間が短期である患者について、*Period4* (1999 年 11 月～2000 年 4 月)、*Period6* (2000 年 11 月～2001 年 4 月)、もしくは、*Period10* (2002 年 11 月～2003 年 3 月)で一時的に退院確率が上昇する傾向がみられた。図 5-3 は、半年ごとに、悪性新生物での入院患者の退院ハザード関数の変化をプロットしたものである。ベースカテゴリーである分析開始 1 年目の一般入院患者と比較して、1998 年 5 月～1998 年 10 月 (*Period1*) は退院ハザードが 22.9%の増加を示していたが、*Period4* (1999 年 11 月～2000 年 4 月)では 2.73 倍、*Period6* (2000 年 11 月～2001 年 4 月)では 3.12 倍、さらに 2002 年 11 月～2003 年 3 月 (*Period10*)には 5.40 倍退院ハザードが増加している。また、呼吸器系疾患の患者については、ベースカテゴリーである分析開始 1 年目の一般入院患者と比較して、1999 年 11 月～2000 年 4 月 (*Period4*) は退院のハザードが 96.3%の増加を示していたが、2002 年 10 月の自己負担改正直後の *Period10* (2002 年 11 月～2003 年 3 月)には 2.88 倍、退院ハザードが増加している。呼吸器系疾患の患者の *Period6* (2000 年 11 月～2001 年 4 月)における退院確率は、10%有意水準で、シェイプパラメーターを一定とした場合、2.31 倍の増加という統計的に有意な結果を得ている。脳梗塞や認知症患者のような長期的に入院をする傾向のある患者については、分析期間を通じて退院ハザードに特徴的な変化はみられなかった。

5.2. サブサンプル、フルサンプルの推定値比較

表7のモデル(4)は、フルサンプルを用いた log-logistic ハザードモデルの推計結果で、サブサンプルを使用したモデル(1)と同様の定式化を行っている。モデル(4)の推計結果より、分析開始の1年間(1998年5月～1999年4月)と比較して、分析期間が進むにつれて、徐々に入院期間が長くなる傾向を示している。一方、サブサンプルを使用したモデル(1)では、退院確率の変化のパターンはフルサンプルと異なる部分があるものの、全体的に分析期間が進むと入院期間が長くなる傾向を示している。

6. 考察

5.1節の結果より、特例許可老人病院では介護保険導入直後、一時的に退院確率が増加したものの、導入1年後には退院確率が低下している傾向がわかった。特例許可老人病院の入院患者のように、比較的長期の入院をする患者に対して、介護保険導入の効果は一時的なものであったと推察される。

悪性新生物や呼吸器系疾患のような比較的入院期間が短い傾向にある患者について、*Period4*(1999年11月～2000年4月)、*Period6*(2000年11月～2001年4月)、そして、*Period10*(2002年11月～2003年3月)で一時的に退院確率の上昇がみられた。*Period4*(1999年11月～2000年4月)は介護保険制度導入月を含むため、退院確率の上昇は介護保険制度導入との関連が考えられる。一方、*Period6*と*Period10*については2節で述べた医療保険制度の患者自己負担の改正との関連が考えられる。*Period6*(2000年11月～2001年4月)は患者自己負担が定額制から定率制へと変更された2001年1月が含まれている。*Period10*(2002年11月～2003年3月)は月額上限額の変更と、一定以上所得者について定率2割負担へと変更となった2002年10月改正直後の時期をカバーしている。脳梗塞患者や認知症患者のように、入院期間が比較的長期にわたる患者については、医療保険制度改正や介護保険導入による退院行動への影響はほとんどみられなかった。しかし、比較的、入院期間が短い傾向にある悪性新生物や呼吸器系疾患の患者については、医療保険制度の改正や介護保険導入が退院行動に大きな影響を与えることがわかった。

7. 結論

この論文の目的は、介護保険制度導入が社会的入院患者に与えた影響を退院確率の変化から分析することであった。データは、ある県の国民健康保険老人医療の入院レセプトデータから、介護保険導入前後の約5年間(1998年5月～2003年3月)において、疾病コードの情報が得られる1,708人のパネルデータを使用した。実証モデルでは、介護保険導入の効果をみるために半年ごとのダミー変数を用い、また社会的入院患者を識別するために患者の病気や病院の種類を説明変数に加えた。さらに、これらのクロス項(半年ごとのダミー変数×病気の種類、半年ごとのダミー変数×病院の種類)を説明変数に加え、