

できること、年齢に関係なく参加できることが楽しさに重要であると考えていることが明らかになった。また、「モノ」の報酬は楽しさに重要ではないと考えていることが示唆された。

さらに、「身体を動かすことができる」( $U=6436.0, p<.05$ )、「運動能力に関係なくプレーできる」( $U=5946.0, p<.01$ )、「気晴らしになる」( $U=6099.5, p<.05$ )、「普段よりも集中できる」( $U=6123.0, p<.05$ )、「新しいことを学習することができる」( $U=6036.0, p<.05$ )、「チームでプレーができる」( $U=5369.5, p<.01$ )の6項目で女性の方が有意に高い値が示され、男女の違いが認められた。これらの違いから、女性の方が、協調性や非日常的な内容を強く意識していることがうかがえる。

### (3) 楽しさの程度と楽しさの要因の関係

楽しさの程度の平均値と標準偏差を算出したところ、男性では 8.5 ( $\pm 1.41$ )、女性では 8.8 ( $\pm 1.49$ ) となり、男女で有意な違いは認められなかった。次に、楽しさの程度と楽しさの要因である 17 項目の相関をみたところ、男性では 17 項目中 15 項目で楽しさの程度と楽しさの要因の間に相関がみられたのに対し、女性では、低い相関を含めても相関が認められたのは 17 項目 4 項目であった。この結果から、男性の方が楽しさの程度と楽しさの要因との相関が強く見られることが明らかになった。

楽しさの要因と楽しさの程度の因果関係を明らかにするために、楽しさの要因 17 項目、年齢、経験年数を説明変数、楽しさの程度を従属変数として男女別に重回帰分析を行ったところ、男性においてのみ「身体を動かすことができる」( $\beta=.60, p<.01$ )、「頭を使ってプレーできる」( $\beta=.36, p<.05$ )の2項目で楽しさの程度と関連性が認められた。女性では有意な関連性は認められなかった。

## D. 考察

グラウンド・ゴルフでは、男女ともに外出するという行動が楽しさに重要であると考えていることがわかった。グラウンド・ゴルフを含む多くのニュースポーツが考案され、高齢者の余暇活動の選択肢は増えている。このことは、高齢者の外出する機会や社会交流の機会の増加につながっていると思われる。したがって、グラウンド・ゴルフは、彼らの外出する「理由」のひとつであり、楽しさのきっかけになっているのではないかと考える。

宮本(2007)は、グラウンド・ゴルフの価値は他者との交流機会をつくることにありと述べ、グラウンド・ゴルフはそれ自体が目的となるのではなく、楽しい人生を送るための方法のひとつであると強調する。今回の調査結果で、グラウンド・ゴルフの愛好者は外出できることが楽しさに重要であると考えていることが明らかになったことから、高齢者の余暇活動における楽しさは、外出し、人と交流するという行動から経験できると考えられる。

次に、グラウンド・ゴルフでは、男女ともに「年齢に関係なくプレーできること」が楽

しさに重要であると考えていることがわかった。この結果は、グラウンド・ゴルフの特徴として日本グラウンド・ゴルフ協会が強調している「だれでも、いつでも、どこでも、いついつまでも」を反映していると考えられる。高齢者にとって、今より歳を取っても活動できると認識することは、活動を続けるモチベーションとなる。実際に、グラウンド・ゴルフの大会では、90代の参加者が60代の参加者よりもよい結果を残すことは稀ではなく、その状況が今回の調査結果に現れていると思われる。

したがって、この特徴を今までとおりに打ち出すこと、またそれをアピールできるように活動を工夫することが大切である。すでに、日本グラウンド・ゴルフ協会では子ども向けのガイドブックを作成しており、各市区町村の団体に子どもも含めた若年層に対して広める活動を行っている。親子大会や孫との大会、小学校や中学校での出張授業やイベントを企画し、活発さを増している。

その一方で、メンバーの高齢化はグラウンド・ゴルフ人口の減少につながっており、年長者への対応も検討していかなければならない。グラウンド・ゴルフを「年齢に関係なくプレーできる」ようにするためには、若年層の加入だけでなく、年長者がより長く参加できるように検討することも重要であろう。現在、グラウンド・ゴルフはルールが簡単であることを謳い、誰でも参加ができるとしているが、年長者は年長者で楽しめるようなルールやゲームの在り方を模索することも今後の検討課題として提案する。

さらに、「賞品や特典がある」ことを楽しい理由として低く評価している今回の結果は、グラウンド・ゴルフの愛好者が男女ともに物的な報酬は楽しさに重要でないと考えていることを明らかにしている。賞品やプレゼントなどの特典の提供は、参加者を増やす手段として様々な大会でよく見受けられる。しかし、Roberts(2004)は、物的な報酬など外的なモチベーションのみで参加する人は、それだけが目的となるが、内的なモチベーションをもって活動する人は、その活動自体を楽しみ、活動の中で自由な経験やリラクゼーションを得ることができると述べる。また、Csikszentmihalyi(1990)も余暇活動の楽しさには内的なモチベーションが重要であると指摘している。今回の調査で、「モノ」が楽しさには重要でないと明らかになったことは、これまで言われてきた心理学的な要素を説明するものと考えられる。

同時に、調査は個人が確定されないよう無記名で実施したが、「賞品や特典がある」が楽しさに重要であると考えたと回答した場合、貪欲な人や厚かましい人だと思われるのではないか、もしくは自分自身への評価としてこの項目に高い得点を付けたくないという心理的反応があったことも考えられる。このような心理的反応は質問紙調査に必ず起こりえる限界であり、今回の調査においても結果に影響していることが考えられる。

グラウンド・ゴルフでより高い楽しさを得るために必要な要因は何かを検討した結果、男性においては、身体を動かすことができること、知的要因があることが楽しさの程度に関連することがわかった。まず、男性の方が女性よりも「スポーツ」の要素として身体活動の多さを強く意識しているのではないかと考える。したがって、男性はどのような活動で

あろうとも、スポーツとして認識している活動に参加している場合、身体活動が多い方が満足度も高く、楽しいと感じる度合いも高くなるのではないかと考える。実際、グラウンド・ゴルフは 8 コースを歩いてまわることから、身体活動量は多い。このことは、身体を動かせることが楽しさの要因として重要であると示す今回の結果に影響していると考えられる。

次に、知的要因が男性のグラウンド・ゴルフ愛好者において楽しさの程度と強い関連性を持つことから、「遊び」という余暇活動のイメージは、男性にとって余暇活動を行ううえで阻害要因となることがうかがえる。勤労美德思想が強い高齢者においては、ただ遊んでいるとだけみなされることは、どのような状況にあらうとも受け入れがたいものであると思われる。したがって、グラウンド・ゴルフが「頭を使う」活動であることを強調することは、自らが余暇活動に参加する理由として重要なのではないかと考える。

「脳トレーニング」が話題を呼ぶように、高齢者にとって知的刺激を受けることは認知症予防になるとともに、「遊びは悪」と考える傾向にある高齢者には「ただ遊んでいるだけでなく、頭を使っている」という認識が参加のモチベーションにつながる。グラウンド・ゴルフは、ルールが簡単で誰にでもできるというのが特徴である。しかし、Voelkl, Ellis & Walker (2001) が、余暇活動では参加者が楽しさを得られるような環境を作り出す工夫が大切だと述べるとおり、グラウンド・ゴルフをより楽しくするためには、知的刺激が受けられるような工夫が必要である。例えば、どの位置へボールをつければ次打につながるか、どのようなスイングでどのくらい飛ぶか、など通常のゴルフのように「考える」ことを提案することで、楽しさを高めることができると考える。また、日本グラウンド・ゴルフ協会は、普及員養成研修会を定期的且つ継続的に実施している。参加者は、ゲートボールに関するだけでなく、生涯スポーツの在り方、企画・マネジメントの方法、ルールの理解、危機管理や安全管理など様々な情報に関する講義を受講することができる。このような機会はメンバーの知的欲求を満足させることができよう。

女性では楽しさの要因と楽しさの程度の関連性を認めることができなかった。今回の調査結果は、女性の楽しさの要因が男性よりも複雑であることを示しているとも考えられ、他の要因も含めて今後の検討課題とする必要がある。

## E. 結論

本調査は、高齢者の余暇活動（グラウンド・ゴルフ）における楽しさの要因を見出すものであった。結果より、グラウンド・ゴルフにおける楽しさの要因は、性別によって特徴があることが確認され、工夫をすることで活動がより楽しくなる可能性が示唆された。このことは、余暇支援において、より楽しい活動を提供するための新たな知見を提供しうるものである。高齢社会において、多くの高齢者が生きがいや役割を持ち、生き生きと生活することを支援するためにも、楽しい余暇活動のあり方について科学的視点を以って継続的に提言していくことが望まれる。

## F. 研究発表

### 1. 論文発表

吉岡尚美, 徳田克己 (2011) 高齢者の余暇活動における楽しさの要因に関する研究—グラウンド・ゴルフを中心に—, 障害理解研究, 13, 15-23.

Yoshioka Naomi, Tokuda Katsumi (2011) Components of enjoyment through leisure activity in the elderly in Japan, The Asian Journal of Disable Sociology, 11, 35-48.

### 2. 学会発表

Yoshioka Naomi, Tokuda Katsumi (2011) Components of enjoyment through leisure activity in the elderly in Japan, The 12<sup>th</sup> Asian Society of Disable Sociology

吉岡尚美, 徳田克己, 水野智美 (2011) 高齢者の余暇活動における楽しさの要因に関する研究 2—楽しさの程度と要因との関連—, 第70回日本公衆衛生学会大会

## G. 知的財産権の出願・登録状況

### 1. 特許取得

該当なし

### 2. 実用新案登録

該当なし

### 3. その他

該当なし

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））  
分担研究報告書

中から重度要介護高齢者の要介護度が悪化するまでの期間と居宅サービスの  
利用との関連に関する研究

研究分担者 加藤剛平 国立長寿医療研究センター長寿政策科学研究部 室長  
筑波大学大学院人間総合科学研究科ヒューマン・ケア科学専攻客員研究員  
研究分担者 柏木 聖代 筑波大学医学医療系 講師  
研究分担者 高橋 秀人 筑波大学大学院人間総合科学研究科社会医学系 准教授  
研究協力者 柏木 公一 国立看護大学校 准教授

研究要旨

【研究目的】本研究は、中から重度の要介護高齢者の要介護度の悪化までの期間に関連する居宅サービスの利用を明らかにすることを目的とした。

【研究方法】某市介護保険全レセプトデータを基に2000年4月から2003年4月までに要介護認定を受けた計1559名のうち、65歳以上、要介護度3・4かつ要介護認定時に居宅サービスを利用していた計414名（男性162名80.4±7.7歳、女性252名86.3±8.2歳）を対象とした。2006年3月まで追跡調査し、年齢、毎月の要介護度と居宅サービス利用データを得た。アウトカムは要介護認定月から要介護度の悪化月までの月数とした。調査期間中に居宅サービスを利用停止した、あるいは要介護度が悪化しなかった場合は、打ち切りとした。要介護度の悪化までの月数、または打ち切りまでの期間をサービス利用期間とした。検討する居宅サービスは、訪問介護、訪問入浴介護、訪問看護、訪問リハビリ、通所介護、通所リハビリ、福祉用具貸与、短期入所（生活介護、療養介護施設、療養介護病院）、居宅介護管理指導の利用頻度と住宅改修の有無とした。利用頻度はサービス利用期間内におけるサービス利用月数の割合（サービス利用月数をサービス利用期間で除し、100を掛けた値）算出し、高頻度（2ヶ月に1回以上）、低頻度（サービス利用期間中1回以上から2ヶ月に1回未満）、利用無しに分類した。多変量解析（Cox比例ハザード回帰分析）を用いて基本属性を調整した上で、アウトカムに対する居宅サービスの利用のハザード比を求めた。要介護度が短期に悪化しやすい対象者の特性に考慮するため、居宅サービス利用期間が12ヶ月以内（短期層）と13ヶ月以上（長期層）に層別化し、分析した。

【研究結果】要介護度の悪化の発生は短期層（214名）で129名、長期層（200名）では119名であった。多変量解析の結果、短期層において、要介護度が悪化するまでの期間が短いことに、高頻度の福祉用具貸与の利用（Hazard Ratio（HR）、95%信頼区間：1.63, 1.04-2.55）、高頻度の短期入所療養介護施設の利用（HR 3.80, 1.38-10.43）、要介護更認定新頻度が6ヶ月に1回以上（HR 3.70, 1.45-9.46）が有意に関連した。一方、要介護度

の悪化までの期間が長いことに、低頻度の短期入所生活介護の利用（HR 0.38, 0.19-0.74）が関連した。長期層において、要介護度の悪化までの期間が短いことに、高頻度の短期入所療養介護施設の利用（HR 9.24, 1.07-79.49）、要介護認定更新頻度が6ヶ月に1回以上（HR 11.29, 8.48-19.67）が関連した。一方、要介護度の悪化までの期間が長いことに、低頻度の通所リハビリテーションの利用（HR 0.40, 0.20-0.80）が有意に関連した。

【考察】要介護度の悪化が早いことに、高頻度の福祉用具貸与、短期入所療養介護施設の利用が関連したことは、要介護度が悪化しやすい本人の特性によるものと考察した。低頻度の短期入所生活介護、通所リハビリテーションの利用が要介護度の悪化が遅いことに関連したのは要介護度が悪化しにくい本人の特性に加え、サービスの効果の影響によるものと考察した。

【結論】居宅サービスの利用状況と要介護度が悪化するまでの期間は関連し、その影響はサービス利用期間、居宅サービス種類とその頻度によって異なることが明らかになった。

## A. 研究目的

希少な資源である介護保険サービスを効率的、かつ効果的に使用することは、介護保険制度を持続させていくために重要かつ必要な課題である。我が国において、これまで居宅サービスの利用状況と、要介護度を指標として、被介護者の健康状態との関連について様々な検討がなされてきた。しかしながら、要介護度が3、4の中から重度要介護高齢者に関連する居宅サービスの利用状況についての研究は、軽度要介護高齢者に比して、まだ少ない状況にある。そこで、本研究は、中から重度要介護高齢者の要介護度の悪化までの期間に関連する居宅サービスの利用について明らかにすることを目的とした。

## B. 研究方法

某市介護保険全レセプトデータを基に2000年4月から2003年4月までに要介護認定を受けた計1559名のうち、65歳以上、要介護度3、4かつ要介護認定時に居宅サービスを利用していた計414名（男性162名 80.4±7.7歳、女性252名 86.3±8.2歳）を対象とした。調査対象者を、2006年3月まで追跡調査し、年齢、毎月の介護度と居宅サービス利用データを得た。アウトカムは要介護認定月から要介護度の悪化月までの期間とした。調査期間中に居宅サービスを利用停止した、あるいは要介護度が悪化しなかった場合は打ち切りとした。要介護度の悪化までの月数、または打ち切りまでの期間をサービス利用期間とした。検討する居宅サービスは、訪問介護、訪問入浴介護、訪問看護、訪問リハビリ、通所介護、通所リハビリ、福祉用具貸与、短期入所（生活介護、療養介護施設、療養介護病院）、居宅介護管理指導の利用頻度と住宅改修の有無とした。また、サービスの利用の頻度と介護度変化との用量・反応の関係を検討するために、サービスの利用頻度と要介護度の悪化までの期間も検討した。サービスの利用頻度は、サービス利用期間内におけるサービス利用契約月数の割合（サービス利用月数をサービス利用期間で除し、100を掛けた値）算出し、高

頻度（2ヶ月に1回以上）、低頻度（1回以上～2ヶ月に1回未満）、利用無しに分類した。また、要介護認定更新頻度も、結果に関連する要因と考え、データを取得し、6ヶ月に1回未満、6ヶ月に1回以上に分類した。

要介護度の悪化までの期間と各サービスの利用状況及び、基本属性との単純な関連は、ログランク検定を用いて検討した。さらに、要介護度の変化に関連する居宅サービスを探索的に検討するために、多変量解析（Cox 比例ハザード回帰分析）を用いて基本属性を調整し、要介護度が悪化するまでの期間に対する居宅サービスの利用のハザード比を求めた。また、要介護度が短期に悪化しやすい対象者の特性に考慮するため、多変量解析に際しては、居宅サービスの利用期間が12ヶ月以内（短期層）と13ヶ月以上（長期層）に層別化し、分析した。統計的有意水準は5%とした。

（倫理面への配慮）

本研究は筑波大学大学院人間総合科学研究科研究倫理審査委員会の承認を得ている。

### C. 研究結果

要介護度の悪化の発生は短期層（214名）で129名、長期層（200名）では119名であった。要介護度の悪化までの月数と、基本属性及び、各居宅サービスの利用との関連について分析したログランク検定の結果を表1に示した。この結果、介護度悪化までの期間に単純に関連するサービスの利用は、訪問介護（ $p=0.045$ ）、通所介護（ $p=0.001$ ）、短期入所生活介護（ $p=0.036$ ）、短期入所療養介護施設（ $p=0.003$ ）であった。また、基本属性として、性別（ $p=0.005$ ）、要介護度更新頻度（ $p<0.001$ ）が関連した。

Cox 比例ハザード回帰分析による解析結果を表2に示す。短期層において、要介護度が悪化するまでの期間が短いことに、高頻度の福祉用具貸与の利用（Hazard Ratio（HR）、95%信頼区間：1.63, 1.04-2.55）、高頻度の短期入所療養介護施設の利用（HR 3.80, 1.38-10.43）、要介護認定更新頻度が6ヶ月に1回以上（HR 3.70, 1.45-9.46）が有意に関連した。一方、要介護度の悪化までの期間が長いことに、低頻度の短期入所生活介護の利用（HR 0.38, 0.19-0.74）が関連した。

また、長期層において、要介護度の悪化までの期間が短いことに、高頻度の短期入所療養介護施設の利用（HR 9.24, 1.07-79.49）、要介護認定更新頻度が6ヶ月に1回以上（HR 11.29, 8.48-19.67）が関連した。一方、要介護度の悪化までの期間が長いことに、低頻度の通所リハビリテーションの利用（HR 0.40, 0.20-0.80）が有意に関連した。

表1 要介護度の悪化までの期間と、基本属性及び居宅サービスの利用との関連

変数	カテゴリー	n ( % )	平均 ± SD	中央値	四分位数範囲	p値
性別	男性	162 ( 39 )	20.9 ± 19.7	13.0	( 6.0 - 31.0 )	0.005
	女性	252 ( 61 )	16.8 ± 16.9	11.0	( 5.0 - 24.0 )	
年齢	65歳以上75歳未満	67 ( 16 )	19.8 ± 19.0	14.0	( 5.0 - 28.0 )	0.243
	75歳以上	347 ( 84 )	18.1 ± 17.9	12.0	( 5.0 - 25.0 )	
要介護度	要介護度3	267 ( 64 )	19.2 ± 19.1	12.0	( 5.0 - 26.0 )	
	要介護度4	147 ( 36 )	17 ± 16.1	12.0	( 5.0 - 27.0 )	
利用開始年度	2000年度	242 ( 58 )	20.5 ± 19.6	13.0	( 6.0 - 30.0 )	0.434
	2001年度	81 ( 20 )	17.3 ± 17.1	12.0	( 4.0 - 23.0 )	
	2002年度	91 ( 22 )	13.7 ± 13.6	7.0	( 3.0 - 19.0 )	
サービス利用開始月	3, 4, 5月	217 ( 52 )	20.5 ± 18.7	14.0	( 7.0 - 29.0 )	0.886
	6, 7, 8月	64 ( 15 )	16.3 ± 18.2	10.0	( 3.0 - 23.5 )	
	9, 10, 11月	55 ( 13 )	14.6 ± 15.5	7.0	( 3.0 - 23.0 )	
	12, 1, 2月	78 ( 19 )	16.9 ± 17.4	8.0	( 4.0 - 30.0 )	
要介護認定更新頻度	6ヶ月に1回未満	143 ( 35 )	36.8 ± 18.7	32.0	( 24.0 - 49.0 )	<0.001
	6ヶ月に1回以上	271 ( 65 )	8.7 ± 6.5	7.0	( 3.0 - 13.0 )	
訪問介護	0回	235 ( 57 )	15.9 ± 16.8	10.0	( 4.0 - 20.0 )	0.045
	2ヶ月に1回未満	61 ( 15 )	27 ± 20.4	19.0	( 12.0 - 38.0 )	
	2ヶ月に1回以上	118 ( 29 )	18.9 ± 18	12.5	( 5.0 - 30.0 )	
訪問入浴介護	0回	355 ( 86 )	18.4 ± 18.2	12.0	( 5.0 - 25.0 )	0.968
	2ヶ月に1回未満	34 ( 8 )	19.1 ± 17.9	12.5	( 7.0 - 23.0 )	
	2ヶ月に1回以上	25 ( 6 )	17 ± 17.7	9.0	( 3.0 - 30.0 )	
訪問看護	0回	334 ( 81 )	18.6 ± 18.4	12.0	( 5.0 - 27.0 )	0.633
	2ヶ月に1回未満	34 ( 8 )	19.7 ± 14.1	15.0	( 9.0 - 29.0 )	
	2ヶ月に1回以上	46 ( 11 )	16.2 ± 18.9	9.0	( 3.0 - 23.0 )	
訪問リハビリテーション	0回	402 ( 97 )	18 ± 17.9	12.0	( 5.0 - 25.0 )	0.176
	2ヶ月に1回未満	12 ( 3 )	32.7 ± 18	29.5	( 22.0 - 44.0 )	
通所介護	0回	162 ( 39 )	12.1 ± 13.6	7.0	( 3.0 - 13.0 )	0.001
	2ヶ月に1回未満	50 ( 12 )	26.6 ± 20.5	20.5	( 11.0 - 36.0 )	
	2ヶ月に1回以上	202 ( 49 )	21.4 ± 19.1	14.0	( 6.0 - 30.0 )	
通所リハビリテーション	0回	342 ( 83 )	17.2 ± 17.2	12.0	( 5.0 - 24.0 )	0.097
	2ヶ月に1回未満	25 ( 6 )	31.7 ± 22.2	29.0	( 13.0 - 48.0 )	
	2ヶ月に1回以上	47 ( 11 )	20.1 ± 19.5	11.0	( 6.0 - 28.0 )	
福祉用具貸与	0回	192 ( 46 )	18 ± 18.6	12.0	( 5.0 - 23.5 )	0.392
	2ヶ月に1回未満	42 ( 10 )	26.7 ± 19.8	22.0	( 10.0 - 39.0 )	
	2ヶ月に1回以上	180 ( 43 )	16.9 ± 16.6	11.0	( 5.0 - 24.0 )	
短期入所生活介護	0回	326 ( 79 )	16.7 ± 16.9	11.0	( 5.0 - 23.0 )	0.036
	2ヶ月に1回未満	68 ( 16 )	26.4 ± 21.1	18.5	( 9.0 - 39.5 )	
	2ヶ月に1回以上	20 ( 5 )	18.5 ± 19.7	11.5	( 4.0 - 28.0 )	
短期入所療養介護(施設)	0回	373 ( 90 )	18.4 ± 18.1	12.0	( 5.0 - 27.0 )	0.003
	2ヶ月に1回未満	33 ( 8 )	20.8 ± 18.9	14.0	( 10.0 - 20.0 )	
	2ヶ月に1回以上	8 ( 2 )	7 ± 5.3	5.5	( 3.0 - 10.5 )	
短期入所療養介護(病院)	0回	407 ( 98 )	18.4 ± 18	12.0	( 5.0 - 26.0 )	0.687
	2ヶ月に1回未満	6 ( 1 )	16.8 ± 27.1	7.0	( 3.0 - 9.0 )	
	2ヶ月に1回以上	1 ( 0 )	13 ± .	13.0	( 13.0 - 13.0 )	
居宅介護管理指導	0回	383 ( 93 )	18.5 ± 18.2	12.0	( 5.0 - 26.0 )	0.333
	2ヶ月に1回未満	9 ( 2 )	18.1 ± 13.3	14.0	( 11.0 - 19.0 )	
	2ヶ月に1回以上	22 ( 5 )	16.4 ± 18.2	10.5	( 4.0 - 20.0 )	
住宅改修	有り	71 ( 17 )	24.7 ± 17.2	24.0	( 4.0 - 21.0 )	0.058
	無し	343 ( 83 )	17.1 ± 18	11.0	( 9.0 - 37.0 )	

SD:標準偏差 p 値:ログランク検定結果



表 2 Cox 比例ハザード回帰分析を用いて算出した要介護度悪化の発生の調整ハザード比

変数	基準カテゴリー	比較カテゴリー	12ヶ月以内 (n=214)		13ヶ月以上 (n=200)	
			HR	95%CI	HR	95%CI
性別	女性	男性	0.79 ( 0.50 - 1.23 )		0.86 ( 0.56 - 1.34 )	
年齢	75歳未満	75歳以上	0.70 ( 0.37 - 1.35 )		0.93 ( 0.53 - 1.64 )	
要介護度	要介護度3	要介護度4	0.90 ( 0.58 - 1.37 )		1.23 ( 0.79 - 1.89 )	
利用開始年度	2000年度	2001年度	0.95 ( 0.70 - 1.28 )		1.05 ( 0.76 - 1.45 )	
		2002年度	1.20 ( 0.70 - 2.04 )		0.69 ( 0.35 - 1.34 )	
サービス利用開始月	3, 4, 5月	6, 7, 8月	0.87 ( 0.46 - 1.63 )		0.94 ( 0.48 - 1.85 )	
		9, 10, 11月	1.20 ( 0.64 - 2.26 )		0.69 ( 0.31 - 1.54 )	
		12, 1, 2月	1.21 ( 0.65 - 2.27 )		0.83 ( 0.43 - 1.58 )	
要介護認定更新頻度	1回/6ヶ月未満	1回/6ヶ月以上	<b>3.70 ( 1.45 - 9.46 )</b>		<b>11.29 ( 6.48 - 19.67 )</b>	
訪問介護	0回	2ヶ月に1回未満	1.07 ( 0.52 - 2.21 )		0.91 ( 0.52 - 1.58 )	
		2ヶ月に1回以上	1.55 ( 0.94 - 2.55 )		1.08 ( 0.66 - 1.77 )	
訪問入浴介護	0回	2ヶ月に1回未満	0.55 ( 0.27 - 1.16 )		0.64 ( 0.27 - 1.52 )	
		2ヶ月に1回以上	0.62 ( 0.25 - 1.51 )		0.71 ( 0.25 - 1.98 )	
訪問看護	0回	2ヶ月に1回未満	1.14 ( 0.42 - 3.13 )		1.33 ( 0.69 - 2.56 )	
		2ヶ月に1回以上	0.95 ( 0.47 - 1.91 )		1.45 ( 0.70 - 2.99 )	
訪問リハビリテーション	0回	2ヶ月に1回未満	2.11 ( 0.23 - 19.25 )		1.04 ( 0.41 - 2.63 )	
通所介護	0回	2ヶ月に1回未満	0.93 ( 0.41 - 2.12 )		1.02 ( 0.54 - 1.93 )	
		2ヶ月に1回以上	1.58 ( 0.99 - 2.54 )		1.27 ( 0.74 - 2.15 )	
通所リハビリテーション	0回	2ヶ月に1回未満	0.63 ( 0.19 - 2.15 )		<b>0.40 ( 0.20 - 0.80 )</b>	
		2ヶ月に1回以上	1.00 ( 0.55 - 1.82 )		1.35 ( 0.63 - 2.91 )	
福祉用具貸与	0回	2ヶ月に1回未満	0.86 ( 0.39 - 1.88 )		1.41 ( 0.75 - 2.67 )	
		2ヶ月に1回以上	1.63 ( 1.04 - 2.55 )		1.54 ( 0.99 - 2.41 )	
短期入所生活介護	0回	2ヶ月に1回未満	<b>0.38 ( 0.19 - 0.74 )</b>		1.00 ( 0.61 - 1.64 )	
		2ヶ月に1回以上	1.66 ( 0.63 - 4.37 )		0.46 ( 0.11 - 2.01 )	
短期入所療養介護(施設)	0回	2ヶ月に1回未満	0.63 ( 0.29 - 1.38 )		0.92 ( 0.46 - 1.82 )	
		2ヶ月に1回以上	<b>3.80 ( 1.38 - 10.43 )</b>		<b>9.24 ( 1.07 - 79.49 )</b>	
短期入所療養介護(病院)	0回	2ヶ月に1回未満	0.61 ( 0.14 - 2.64 )		0.00 ( 0.00 - . )	
居宅介護管理指導	0回	2ヶ月に1回未満	0.18 ( 0.02 - 1.43 )		0.96 ( 0.16 - 5.60 )	
		2ヶ月に1回以上	1.23 ( 0.55 - 2.75 )		2.08 ( 0.87 - 5.00 )	
住宅改修	無し	有り	0.88 ( 0.43 - 1.79 )		1.24 ( 0.76 - 2.02 )	

HR:Hazard Ratio 95%CI:95%信頼区間

#### D. 研究考察

居宅サービス利用状況は要介護度変化するまでの期間に関連した。また、その関連は、3つの側面、1) 居宅サービス利用期間（サービスを短い期間（12ヶ月以内）利用した、あるいは、長い期間（13ヶ月以上）利用した）、2) 居宅サービスの種類、3) 居宅サービスの利用頻度（連続利用月数）、によって異なることが明らかになった。

サービスを短い期間利用した層と要介護度の悪化までの期間が長い層において、要介護度が悪化するまでの期間に関連する居宅サービスの種類が異なっていた。これは、対象者の要介護度が短期に悪化しやすいか否かの特性が異なるために、層によって異なる居宅サ

ービスとの関連が生じたと推察した。

居宅サービスの利用期間が短い層において、高頻度の福祉用具の貸与の利用が関連した。居宅サービスの利用期間が短く、高頻度で福祉用具を貸与していることから、福祉用具貸与の利用者は、もともと活動能力が低く、要介護度が短期に悪化しやすい特性を有することが理由として考えられた。

また、居宅サービスの利用期間が短い層において、高頻度の短期入所療養介護施設の利用が、介護度が悪化するまでの期間が短いことに関連していた。一方で、低頻度の短期入所生活介護施設の利用は、介護度の悪化までの期間が長いことに関連していた。このように、同じ短期入所サービスであるにも関わらず、異なった方向の関連がみられた理由として、短期入所療養介護施設と短期入所生活介護施設の利用者では、異なる医療ニーズを有することが関与したことが考えられた。つまり、介護保険の制度上、短期入所療養介護施設の利用者は、医療サービスを受けることができるが、短期入所生活介護施設の利用者は、医療サービスを受けることができない。このことから、短期入所療養介護施設の利用者には、疾病など医療ニーズを必要とし、要介護度が悪化しやすい者が多いために、短期入所療養介護施設の利用が、要介護度が早く悪化することに関連したと考えた。一方で、低頻度の短期入所生活介護施設サービスの利用者には、医療ニーズを必要せず、要介護度が悪化しにくい特性を有する者が多かったために、短期入所生活介護施設サービスの利用と要介護度の悪化が遅いことが関連したと考えた。

居宅サービスの利用期間が長い層において、高頻度の短期入所療養介護施設の利用は要介護度が悪化するまでの期間が短いことに関連していた。この理由としても、上述の通り、疾病など、医療ニーズを有し、要介護度が悪化しやすい者が短期入所療養介護施設の利用者に多かったことが考えられた。ただし、短期入所療養介護施設の利用者で、要介護度が悪化した者は8名と少なかったため、この結果の解釈には注意が必要である。

また、低頻度の通所リハビリテーションの利用は、要介護度の悪化までの期間が長いことに関連していた。この理由として、二つが考えられた。まず、通所で行われるリハビリテーションサービスそのものの悪化を予防する効果が考えられた。ただし、高頻度の通所リハビリテーションの利用は、その低頻度の利用とは異なり、要介護度が悪化するまでの期間との関連がみられなかったため、利用するほど効果が上昇するような量・反応の関係は無いことが考えられた。一方、低頻度にサービスを利用する、つまり相対的に健康的な身体的特性を有するために、連続した月数でサービスを利用する必要がないことから、低頻度の通所リハビリテーションの利用者は、要介護が悪化しにくい健康な身体的な特性を有することが、要介護度の悪化が遅いことに関連したと推察した。

今回の研究では、要介護度の悪化に関連する疾病などを調整していないため、要介護度が悪化するまでの時間が早くなる、あるいは、遅くなる要因が、個人の身体的属性によるものか、サービス利用の影響によるものか、明らかにすることができない。今後は、関連が示された居宅サービスの利用者の身体的属性を明らかにしていく必要がある。

## E. 結論

中から重度の要介護度高齢者において、居宅サービス利用は要介護度の悪化までの期間に関連することが明らかになった。また、その関連は、居宅サービスの利用期間、居宅サービスの種類とその頻度によって異なっていた。今後は、サービス利用と介護度の変化の因果関係を明らかにするためには、居宅サービスの種類毎に、その利用者の身体的特性を明らかにしていく必要がある。

## F. 研究発表

### 1. 発表論文

加藤剛平, 柏木聖代, 田宮菜奈子: ヘルスサービスリサーチ ヘルスサービスリサーチと介護保険サービス. 日本公衆衛生雑誌 2011, 58(2)133:137.

### 2. 学会発表

加藤剛平, 田宮菜奈子, 柏木聖代, 柏木公一, 高橋秀人: 地域在住中～重度要介護高齢者の介護度変化に関連する居宅サービスの利用. 日本公衆衛生学会総会抄録集(1347-8060)70回, 2011, 323.

## G. 知的財産権の出願・登録状況 (予定を含む。)

### 1. 特許取得

該当なし

### 2. 実用新案登録

該当なし

### 3. その他

該当なし

## **Effect of in-home and community-based services on the functional status of elderly in the long-term care insurance system in Japan**

研究分担者 大久保一郎 筑波大学医学医療系 教授

研究協力者 Pedro Olivares-Tirado 筑波大学大学院人間総合科学研究科 博士課程

研究分担者 柏木 聖代 筑波大学医学医療系 講師

研究協力者 柏木 公一 国立看護大学校 准教授

### **ABSTRACT**

**【Background】** Japan is setting the pace among aging societies of the world. In 2005, Japan became the country with the highest proportion of elderly persons in the world. To deal with the accelerated ageing population and with an increased demand for long-term care services, in April 2000 the Japanese government introduced a mandatory social Long-Term Care Insurance System (LTCI), making long-term care services a universal entitlement for elderly. Overseas literature suggests that the effectiveness of a home visiting program is uncertain in terms of preventing a decline in the functional status of elderly individuals. In Japan, many studies regarding factors associated with LTC service utilization have been conducted, however, limited evidence about the effect of LTC services on the progression of recipient disability is available.

**【Methods】** Data were obtained from databases of the LTC insurer of City A. To examine the effect of in-home and community-based services on disability status of recipients, a survival analysis in a cohort of moderately disabled elderly people, was conducted.

**【Results】** The mean age of participants was 81 years old, and females represented 69% of the participants. A decline or an improvement in functional status, was observed in 43% and 27% of the sample, respectively. After controlling for other variables, women had a significantly greater probability of improving their functional status during all phases of the observation period. The use of “one service” and the amount of services utilized (days/month), were marginally ( $p \leq 0.10$ ) associated with a greater probability of improving their functional status at 12 months into the observation period.

**【Conclusions】** The observed effects of in-home and community-based services on disability transition status were considered fairly modest and weak, in terms of their ability to improve or to prevent a decline in functional status. We suggest two

mechanisms to explain these findings. First, disability transition as a measure of disability progression may not be specific enough to assess changes in functional status of LTCI recipients. Secondly, in-home and community-based services provided in City A, may be inappropriate in terms of intensity, duration or quality of care.

### **A. Background**

In 1990, the percentage of people aged 65 years and older in Japan was 12% [1,2]. Since then, the Japanese population has aged rapidly. In 2006, the Japanese population reached 127.7 million, and the proportion of elderly was 20.8%, the highest in the world. By the year 2025, the proportion of elderly is expected to reach 30% of the total population in Japan [3,4].

Considering the accelerated aging population and mainly, the increased needs for nursing care among the elderly population, the Japanese government introduced a long-term care insurance system (hereafter, LTCI) in April 2000[3,5,6]. The purposes were to prevent a decline in functional status, to allow elderly people to live independently in the community for as long as possible, and to expand community-based care[7,8,9,10,11,12].

The LTCI system in Japan relies on a mandatory social insurance model, financed partially by general taxes, social contributions, and cost-sharing (co-payment). Universal benefits entitlement for elderly people is based strictly on the extent of their physical or mental disability. Local governments act as insurers and manage LTCI based on national guidelines. However, main issues such as certification of level of eligibility, insurance coverage, or fees for LTC services are all set uniformly across the country by the central government [5,6,13,14].

Certification of eligibility and corresponding benefit limits are based on a nationally standardized assessment process. Eligibility levels are primarily determined by a computerized algorithm based on current physical and mental status[8]. The final decision is made by a local expert committee after considering the medical report, but independent of the availability of any potential informal caregiver network and of the individual's income [8,15]. The eligibility decision i.e., the level of assistance/care needed and the monthly benefit limit, is then communicated to the applicant within 30 days of application [15]. Six eligibility levels were established when the LTCI system began; however, since 2005 LTCI reform, there are now seven eligibility levels; the two lowest levels are called “assistance required” (“yo-shien”), and the remaining five levels are called “care required” (“yo-kaigo”)[9,16,17]. Among the elderly certified as “care required”, those who are in less care needs, are defined as Care Level 1(CL1).

Theoretically, users are free to choose services, but care managers certified by prefectures actually make care plans based on the applicant's certified assistance/care needs level, living environment, and requests from the user and family. Then, a care plan is designed, and the process concludes with a contract between a care-provider firm and the user. However, beneficiaries are re-evaluated every 6 months, and they may request changes to the care plan and may change the manager and/or provider if they are dissatisfied [5,9,16].

Only services, not cash benefits, are provided in the Japanese LTCI system. Those certified in the "yo-shien" category can only use community care or preventive services to help them lead self-supporting lives while maintaining their present physical condition as long as possible. Those certified in the "yo-kaigo" category receive home-based, community-based, or institutional care services [2,9].

The main categories of at-home care services include home-visit care, home-visit nursing, home-visit bathing service, home-visit rehabilitation, management guidance for in-home care, and rental service for assistive devices. Commuting services in Japan are defined as services delivered in a community-based facility, where users commute to receive personal care, support for activities of daily living, and physical exercises, and they return home the same day [6].

Many studies related to factors associated with LTC service utilization have been conducted in Japan [5,7,10,18,19]. However, little evidence is available about the effect of these services on the progression of disability in current users [20,21,22]. Moreover, overseas literature suggests that the effectiveness of home visiting programs remains controversial in terms of their preventing a decline in the functional status of elderly people [23,24,25,26].

The aim of this study was to examine the effect of in-home and community-based services on disability transition status in a cohort of elderly who were newly certified for Care Level 1 (CL1) in a suburban city of Tokyo. Disability transition status represents a change in the functional status of the current LTCI system users as a consequence of a periodic re-evaluation conducted by insurers to determine changes in care needs level of beneficiaries. The instrument to evaluate these changes is the same used to decide the initial eligibility level of the applicants. Currently, it is calculated as the difference in eligibility levels in the course of a year. We focused on subjects certified as CL1 to identify those truly in need of care because we assumed they are moderately disabled and consequently have the possibility of maintaining or improving their functional status by using the current services delivered by the LTCI system. A survival analysis was conducted to examine the effect of in-home-based and

community-based services on disability transition status.

## **B Methods**

### **Data & participants**

Participants were selected from the dataset of the LTC insurer of City A, located in a suburban area approximately 100 km west of Tokyo. The estimated population as of October 1, 2006, was 52,343, and the proportion of elderly persons was 20.8% [11], the same as the average in Japan [1].

The database contained basic demographic characteristics and information on the utilization of insurance benefits and services, which is periodically collected by the insurer from LTC providers. Consent for use of the dataset was granted by the municipal government of City A after a formal application, along with an explicit pledge to protect the confidentiality of the data supplied. Ethical considerations were examined in accordance with Japanese epidemiological guidelines for secondary data analysis. Ethics approval was obtained from the Ethics Committee of the University of Tsukuba, Japan.

Participants in the study were selected based on the following criteria: (a) elderly persons i.e., aged 65 years or over; (b) newly certified as being eligible for CL1 benefits; (c) have used LTC services consecutively at least 6 or more months; and (d) have remained at least 3 months consecutively in CL1. We selected 6 months as a minimum stay in the LTCI system and 3 months in the CL1 to assure model stability. Participants who used facility services during the observation period were excluded ( $n = 20$ ).

We started enrolling participants in July 2001 and continued for 57 months until March 2006, with an additional 15 months of follow-up until June 2007. The final data set contained records for 369 participants. This cohort was followed during their stay in the LTCI system to determine individual disability transition status every 6 months during the first 2 years and annually thereafter.

### **Measurements**

#### *Dependent Variable*

The outcome variable for the analysis was the length of stay at CL1, defined as the total number of months at CL1, was calculated from the time when participants became LTC service users until a change in care-needs level category or censure. A participant who changed from the certified baseline CL1 was considered an event. Participants who

dropped out of the LTCI system (n = 34), those were away from the system for more than 1 month (n = 57) or who remained at CL1 without having experienced an event during the observation period (n = 21) were treated as a censored observations.

### *Independent Variables*

Three dimensions of the LTC services utilized, including type of service, number of different types of services, and services delivered (days/month) were examined as potential predictors for length of stay at CL1. Age, gender, income level, length of stay in the LTCI system, and utilization rate of insurance benefits were included in the overall model as potential confounders.

To evaluate types of service, we categorized services into three groups, in-home services, commuting services, and a mix of both, based on the median number of kinds of services used during the observation period. In-home services included home-help, bathing service, nursing visits, rental services for assistive devices and guidance conducted by doctors or other personnel. Commuting services included day care, outpatient rehabilitation and short stays for care/assistance in daily activities. If both in-home and commuting services were used, we considered this a mixed service. Dummy variables for each type of service were created, and mixed services were considered the reference.

The number of kinds of services was determined by the median number of services utilized during the survival time and was included in the model as a dichotomous variable; the use of two or more services was the group of interest, and the use of only “one service” was considered the reference.

The amount of services delivered was calculated as the total days on which services were utilized during the survival time divided by the number of months of survival to create a continuous time-dependent variable.

Age indicates age in years at enrollment in the study. Gender was a dichotomous variable, and female was chosen as the variable of interest. Insurer of City A classify insured income level, in 6 categories from level 1(the low) to level 6(the high) according to taxation level of household members and/or elderly beneficiaries. Income level was included as a continuous variable. Length of stay in the LTCI system was included as a continuous variable to assess participant continuity in the LTCI system. Additionally, we calculated the utilization rate for insurance benefits (URB), i.e., the monthly proportion of insurance benefit units effectively used by a recipient divided by the fixed limits of benefits for CL1 in the LTCI system. The limit of benefits at CL1 was 16,580 units/month. URB was calculated for the overall time until the event of



interest or until censoring occurred, and it was included in the model as a continuous variable.

To compare survival curves and evaluate the effect of in-home and community-based services on length-of-stay in CL1 among disability transition strata, we included a categorical variable containing disability transition status as “improved” or “declined” at the event time. Subjects who showed no change from the former CL1 during all observation periods were considered the reference group.

### Statistical analysis

We used Cox proportional-hazard regression analysis to model the effect of each covariate affecting the length of stay at CL1. The length of stay at CL1 (months) corresponded to “survival time” to assure a reasonable time to observe the occurrence of an event. The end of the observation period was set at 36 months after participants became LTC users. Subjects whose survival time exceeded 36 months were considered censored at 36 months ( $n = 37$ ). However, because people in the lowest eligibility level are generally re-evaluated every 6 months by the insurer, we conducted a separate analysis every 6 months during the first 2 years of the observation period. The Kaplan–Meier method was used to obtain crude survival estimates, and survivor functions were plotted to compare disability transition strata.

As a first step in the Cox regression analysis, a univariate analysis of each predictor affecting the overall length of stay at CL1 by each phase of the observation period was investigated. The effect of transition disability status was also examined in the univariate analysis. Second, the effect of the covariates with potential confounders controlled was tested in each phase of the observation period through a single multivariate Cox regression analysis. Finally, separate hazard models were conducted to examine length of stay at CL1 across phases of the observation period for both the “improved” and “declined” disability transition strata. Age, gender and income level were entered as covariates in both strata analyses. Given the moderate sample size of these strata, a likelihood-ratio statistics was used to test the null hypothesis that all the coefficients associated with the covariates were zero.

Multicollinearity was examined via a correlation matrix and multicollinearity diagnostic statistics. A residual analysis to detect outliers and influential data was performed using deviance residual plots. Values of the deviance residual  $>2.5$  were considered outliers and were excluded from the final analysis. The proportional-hazards

assumptions were tested by including covariates by log-time interactions in the models. Goodness of fit of the models was evaluated as a function of the log-likelihood of the model with all parameter estimates and the log-likelihood of the model without the set of covariates. Data were analyzed with SAS software version 9.1 for Windows (SAS Institute, Inc., Cary, NC, USA).

## C. Results

### Descriptive analysis

Before the 2005 LTCI reform in Japan, people certified for CL1 benefits represented over 30% of those certified in the LTCI system [28]. In City A, subjects newly certified at CL1 ( $n = 529$ ) represented 36% of all newcomers into the LTCI system during the accrual period of the study. Of these, 369 met the inclusion criteria of the study, accounting for 69.8% of all CL1 newcomers.

Table 1 summarizes the baseline characteristics of the study cohort by disability transition strata. The mean age of participants was 81 years old, and females represented 69% of the participants. Fifty-six percent of the participants were at income level 4, i.e., some household member is subject to taxation, but pension recipient is tax-free. A decline or an improvement in functional status, was observed in 43% and 27% of the sample, respectively. Thirty percent of the cohort remained at CL1 throughout the study period.

Forty-nine percent of participants used commuting services an average of 8.5 days/month. In-home services were used by 27% of the participants at an average rate of 20.7 days/months. In total, 63% of the subjects used only one service. The mean URB in the cohort was 0.399. The median length of stay in the LTCI system was 34 months and the median length of stay at CL1 was 14 months.

### Survival analysis

Figure 1 shows the survivor functions for the disability transition strata. After 6 months, subjects whose functional status improved had a significantly longer stay at CL1 than did participants whose functional status declined.

Kaplan–Meier estimates for the overall data showed that the estimated probability of a subject's remaining at CL1 for 6 months or more was 72%, the probability of remaining for 12 months or more was 59%, that for 18 months or more was 43%, that for 2 years or more was 38%, and that for 3 years or more was 24%. The median duration of stay at CL1 was 18 months for censored cases and 9 months for uncensored cases (data not shown).

### **Cox proportional-hazards models**

In the univariate analysis, none of the potential predictors was statistically significant across phases of the observation period. However, the long-rank test of equality for disability transition strata was highly significant. Hazard ratios for the “improved” disability transition strata showed a tendency to decline across phases of the observation period. Conversely, a trend toward an increase in the relative risk across phases of the observation period was observed for the “declined” transition (data not shown).

Moderate and expected associations between the use of two or more services and commuting services (0.59) and the use of two or more services and in-home services (0.57) were observed in the correlation matrix. The variance inflation factor (VIF) values for the covariates ranged from 1.02 to 2.18, indicating no multicollinearity. The residual analysis of the Cox regression model for disability strata detected two observations (one in each stratum analysis) that affected model fit; thus, they were considered outliers and removed from the final analysis. The tests of all time-dependent variables were not significant individually or collectively in both the “declined” disability strata ( $p = 0.42$ ) and the “improved” disability strata ( $p = 0.75$ ), so the assumption of model proportionality was fulfilled.

After controlling for potential confounders across all phases of the observation period, an overall multivariate Cox regression analysis showed that only the amount of services delivered at 36 months had a significant effect on the probability of a change from CL1. Thus, for each 1 day increase in the amount of monthly services utilized, the probability of change from CL1 dropped by an estimated 1.6% (data not shown).

### **“Improved” disability transition stratum**

In this stratum, the estimated probabilities that a subject would stay at CL1 for 6 months or more was 62%, the probability that the subject would stay for 1 year or more was 49%, for 18 months or more was 28%, for 2 years or more was 24%, and at 35 months, the longest time to censoring was 11%. The median length of stay at CL1 was 12 months (95% confidence interval [CI], 7–18 months).

Table 2 shows the results of the Cox regression model in this stratum. Women had a significantly greater probability of improving their functional status during all phases of the observation period than did men, but the rate of improvement decreased across time. Age and income level were not significant during all phases of the observation

period. After controlling for other variables, the use of two or more services was marginally associated ( $p$ -value  $< 0.10$ ) with a decrease (from 72% to 60%) in the probability of improving one's functional status after 12 months of stay in the system. Taking the reciprocal, users of only "one service" had a 3.6 times greater chance of improving their functional status than did users of two or more services at 12 months into the observation period. Moreover, a marginal effect ( $p = 0.09$ ) at 12 months was observed for the amount of services delivered. Thus, for each 1-day increase in the amount of services used, the possibility of improving one's functional status increased by an estimated 3%.

#### **"Declined" disability transition stratum**

In this stratum, Kaplan–Meier estimates showed that the estimated probabilities that a subject would stay at CL1 for 6 months or more was 65%, the probability of staying for 1 year or more was 43%, for 18 months or more was 24%, for 2 years or more was 18%, and for 35 months, the longest time to censoring, it was 7%. The median duration of stay at CL1 for those in the "declined" stratum was 10 months (95% CI, 7–13 months).

Table 3 shows the results of the Cox regression model in this stratum. Despite the adequacy of the models across all the observation phases, and with an exceptionally marginal effect ( $p$ -value around 0.10) for the amount of services at 18-months and after, none of the remaining covariates was significantly associated with the hazard ratio for a decline in functional status. As the hazard ratio was 0.98 for the amount of LTC services, this means that for each day of added services used, the probability of decline in functional status decreased by an estimated 2%.

#### **D. Discussion**

The LTCI system was implemented (April 2000) to prevent a decline in functional status and allow the elderly to live independently in their homes as long as possible, but it has become an important issue in Japan. In the last decade, studies on the effects of LTC services have mainly focused on disability transition[20,21,22], or on beneficiaries' risk of hospitalization or institutionalization [22,27]. In these studies, scale-up in LTCI eligibility levels was a valid response to the decline in functional status, and hospitalization or institutionalization were considered adverse events.

An important concern in studies related to the effect of LTC services on the progression of disability in LTCI users has been the difficulty of adjusting for individual