รายการอ้างอิง

ภาษาไทย

การประกันภัย, กรม. กองประกันชีวิต. (2541). ธุรกิจประกันชีวิตกับอัตราความคงอยู่ของกรมธรรม์ประกันชีวิต. **19 ปี กรมการประกันภัย** (มีนาคม 2541) : 90-94.

กัลยา วานิชย์บัญชา. (2540). **การวิเคราะห์สถิติ : สถิติเพื่อการตัดสินใจ.** พิมพ์ครั้งที่ 3. กรุงเทพมหานคร : โรงพิมพ์จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

เจษฎา สุทธิอุดม. (2539). **ช่วงความเชื่อมั่นสำหรับฟังก์ชันการอยู่รอดเมื่อข้อมูลมีค่าถูกตัดทิ้ง.** วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต สาขาวิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

ชำเลือง ชาติสุวรรณ. (2541). การแก้ไขปัญหาทางด้านการเงินสำหรับการชำระเบี้ยประกันภัย. **วารสารการประกันภัย** 23 (ตุลาคม-ธันวาคม) : 29-31.

บรรยงค์ สุวรรณผ่อง. (2545). 25 บริษัทประกันชีวิตเตรียมร่วมสัตยาบรรณป้องกันตัวแทนย้ายค่ายฝ่าฝืนขั้นระงับใบอนุญาต. **Econnews** 12 (เมษายน) : 26.

บริบูรณ์ ดิฐกมล. (2525). **การขาดอายุของกรมธรรม์ประกันชีวิต : ศึกษากรณีเฉพาะกรมธรรม์ประเภทสามัญในเขตกรุงเทพมหานคร นนทบุรี ปทุมธานี และสมุทรปราการ.** กรุงเทพมหานคร : สมาคมประกันชีวิตไทย. (อัดสำเนา)

ปรมะ สตะเวทิน. (2539). **การสื่อสารมวลชน กระบวนการและทฤษฎี.** กรุงเทพมหานคร : ภาพพิมพ์.

พจนา แววสวัสดิ์. (2544). **การเปรียบเทียบเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบพหุนามแบบติดกลุ่ม.** วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต สาขาวิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

พจนานุกรมศัพท์ประกันภัย อังกฤษ-ไทย ฉบับราชบัณฑิตยสถาน. (2543). พิมพ์ครั้งที่ 4. กรุงเทพมหานคร : อรุณการพิมพ์.

พรรณิภา วรกัลป์. (2542). ลูกค้าทิ้งกรมธรรม์ ภัยร้ายประกันชีวิต. **ดอกเบี้ย** 17 (มิถุนายน) : 101-104.

พรรณิภา วรกัลป์. (2545). การประกันภัยล้างบางตัวแทนไร้จรรยาบรรณ. **ดอกเบี้ย** 21 (กรกฎาคม) : 93-97.

เพ็ญจมาส ศิริกิจวัฒนา. (2543). **ปัจจัยที่มีผลต่อการตัดสินใจทำประกันชีวิตของผู้บริโภคในเขตกรุงเทพมหานคร.** วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต สาขาวิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

มหาวิทยาลัยสุโขทัยธรรมาธิราช. สาขาวิทยาการจัดการ (2537). **เอกสารการสอนชุดวิชา 32438 การประกันชีวิต 1**. พิมพ์ครั้งที่ 1. นนทบุรี : โรงพิมพ์มหาวิทยาลัยสุโขทัยธรรมาธิราช.

วราวรรณ เวชสัสถ์. (2536). การวัดอัตราความคงอยู่ของกรมธรรม์ประกันชีวิต. **วารสารการประกันภัย** 18 (กุมภาพันธ์) : 53-58.

วราวรรณ เวชสัสถ์. (2544). อัตราความคงอยู่ของกรมธรรม์ประกันชีวิต. **22 ปี กรมการประกันภัย** (มีนาคม) : 79-82.

วิชัย มหัตเดชกุล. (2535). **การเปรียบเทียบการแจกแจงการอยู่รอดของประชากร โดยใช้ตัวสถิติทดสอบนอนพาราเมตริก**. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต สาขาวิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

สากล ธนสัตยาวิบูล. (2538). **หลักการประกันภัย**. พิมพ์ครั้งที่ 2. กรุงเทพมหานคร : เอดิสัน เพรส โพรดักส์.

สากันย์ สุวรรณการ. (2530). **วิธีนอนพาราเมตริก สำหรับการประมาณค่าฟังก์ชันการอยู่รอดในปัญหา 2 ตัวอย่างที่มีค่าสังเกตไม่สมบูรณ์**. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต สาขาวิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

สุชาดา กีระนันท์. (2538). **การอนุมานเชิงสถิติ : ทฤษฎีขั้นต้น**. พิมพ์ครั้งที่ 4. กรุงเทพมหานคร : โรงพิมพ์จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

สุชีพ เฉยฉ่ำ. (2545). อัตราความคงอยู่เบี้ยต่ออายุ ตัววัดความสามารถบริษัทประกันชีวิต. **Thailand Cover News Insurance** 3 (มกราคม) : 75-77.

โสภา คงธนาคมธัญกิจ. (2538). **การศึกษาอุปสงค์การประกันชีวิตของครัวเรือนในประเทศไทย**. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต สาขาวิชาเศรษฐศาสตร์ คณะเศรษฐศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

ศรีสุกิจ อำนาจวรประเสริฐ. (2538). **การศึกษาความคิดเห็นของผู้บริโภคในเขตกรุงเทพมหานครที่มีต่อการทำประกันชีวิต**. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต สาขาวิชาบริหารธุรกิจ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

ภาษาอังกฤษ

Allison, P.D. (1995). **Survival analysis using the SAS system : A practical guide**. North Carolina : SAS.

Berlin, J.R. and Powell, J.M. (1990). Persistency - One indicator of customer satisfaction. **Limra's Marketfacts** 9 (1) : 15-18. cited in Lian, K.H., Wu, Y. and Loi, S.L. (1998).

Survival analysis of terminated life insurance policies. **Singapore International Insurance & Actuarial Journal** 2 : 101-119.

Collet, D. (1994). **Modelling survival data in medical research**. London : Chapman & Hall.

Cox, D.R. and Oakes, D. (1990). **Analysis of survival data**. London : Chapman & Hall.

Elandt-Johnson, R.C. and Johnson, N.L. (1980). **Survival models and data analysis**. New York : John Wiley & Sons.

Goodwin, D. (1993). The replacement dilemma. **Best's Review** 93 (12) : 31-14. cited in Lian, K. H., Wu, Y and Loi, S.L. (1998). Survival analysis of terminated life insurance policies. **Singapore International Insurance & Actuarial Journal** 2 : 101-119.

Hall, E.R. (1990). Income are central to life insurance sales. **Limra's Marketfacts** 9 (4) : 30-32, 48-49. cited in Lian, K.H., Wu, Y and Loi, S.L. (1998). Survival analysis of terminated life insurance policies. **Singapore International Insurance & Actuarial Journal** 2 : 101-119.

Hosmer, D.W. and Lemeshow Stanley. (1998). **Applied survival analysis regression modeling of time to event data.** New York : John Wiley & Sons.

Howard, L.S. (1997). U.K. regulators watch persistency. **National Underwriter** 101 (26) : 9, 12. cited in Lian, K.H., Wu, Y. and Loi, S.L. (1998). Survival analysis of terminated life insurance policies. **Singapore International Insurance & Actuarial Journal** 2 : 101-119.

Kleinbaum, D.G. (1996). **Survival analysis : A self - study text.** New York : Springer -Verlag.

Klien, J.P. and Moeschberger, M.L. (1997). **Survival analysis : Techniques for censored and truncated data**. New York : Springer -Verlag.

Lautzenheiser, B. and Barks, B. (1991). Why punish persistency. **Best's Review** 95 (2) : 186-21, 116. cited in Lian, K.H., Wu, Y and Loi, S.L. (1998). Survival analysis of terminated life insurance policies. **Singapore International Insurance & Actuarial Journal** 2 : 101-119.

Lee, E.T. (1980). **Statistical methods for survival data analysis**. Belmont, Calif : Learning.

Lian, K.H. et al. (1993). Lapsation and replacement - What are the causes? the Singapore experience. **The Institute of Actuaries of Australia** Quarterly Journal, 22-48.

Lian, K.H., Wu, Y. and Loi, S.L. (1998). Factors affecting the duration of insurance policies. **Actuarial and Insurance Review** 1 : 115-123.

Lian, K.H., Wu, Y. and Loi, S.L. (1998). Survival analysis of terminated life insurance policies. **Singapore International Insurance & Actuarial Journal** 2 : 101-119.

London, D. (1997). **Survival models and their estimation**. 3rd ed. New York : ACTEX.

Parmer, M., K.B. and Machin, D. (1995). **Survival analysis a practical approach.** Chichester : John Wiley & Sons.

Renshaw, A.E. and Haberman, S. (1986). Statistical analysis of life assurance lapses. **Journal of The Institute of Actuaries** 11 : 451-469. cited in Lian, K.H., Wu, Y. and Loi, S.L. (1998). Survival analysis of terminated life insurance policies. **Singapore International Insurance & Actuarial Journal** 2 : 101-119.

Santos, M.A. (1992). Achieve high persistency with a service attitude. **Life Association News** 87 (11) : 152, 154. cited in Lian, K.H., Wu, Y. and Loi, S.L. (1998). Survival analysis of terminated life insurance policies. **Singapore International Insurance & Actuarial Journal** 2 : 101-119.

Sweeney, P.M. (1996). Lapse ratio turns after 20-years low. **Best's Review** 97 (8) : 36-37. cited in Lian, K.H., Wu, Y. and Loi, S.L. (1998). Survival analysis of terminated life insurance policies. **Singapore International Insurance & Actuarial Journal** 2 : 101-119.

Therneau, T.M. and Grambsch, P.M. (2001). **Modeling survival data : Extending the Cox model.** 2nd ed. New York : Springer -Verlag.

Willett, L.F. (1986). Let's get personal... **Insurance Sales** 129 (10) : 36-37. cited in Lian, K.H., Wu, Y. and Loi, S.L. (1998). Survival analysis of terminated life insurance policies. **Singapore International Insurance & Actuarial Journal** 2 : 101-119.

Wu, Y., Lian, K.H. and Koh, H.C. (2001). **An analysis of terminated life insurance policies using decision trees**[CD-ROM]

บรรณานุกรม

ภาษาไทย

ศัพท์คณิตศาสตร์ฉบับราชบัณฑิตยสถาน. (2538). พิมพ์ครั้งที่ 6. กรุงเทพมหานคร : โรงพิมพ์จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

ศุภลักษณ์ เจนจริยานนท์. (2543). การต่ออายุกรมธรรม์ประกันภัย. **วารสารประกันภัย** 25 (เมษายน-มิถุนายน) : 22-24.

ภาษาอังกฤษ

Evans, M. , Hasting, N. , Peacock, B. (1993). **Statistical distributions**. 2nd ed. New York: John Wiley & Sons.

Cybulski, M. (2002). **The effects of lapsing your life insurance policy**[ONLINE]. Available from : http://www.insure.com[2002, November 20]

Viele, K. (2003). **Fisher information**[ONLINE]. Available from : http://www.ms.uky.edy/~vie.../fisherinfo.html[2003, January 3]

Alder, M. (2003). **Extreme value distributions**[ONLINE]. Available from : http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/apr/sections2/ [2003, January 9]

Alder, M. (2003). **The Akaike Information Criterion**[ONLINE]. Available from : http://www.lasikmainframe.com[2003, January 9]

Statsoft. (2003). **Survival/Failure time analysis**[ONLINE]. Available from : http://www.statsoftinc.com/textbook/stsurvan.htm[2003, March 21]

Engineering statistics handbook[ONLINE]. Available from : http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section3/eda366b.htm [2003, May 28]

Notes on Likelihood Ratio, Wald and Lagrange multiplier test[ONLINE]. Available from : http://oll.temple.edu/economics/notes/likratio/LikRatio.htm[2003, December 6]

Gallery distributions[ONLINE]. Available from : http://www.itl.nist.gov [2003, September 5]

ภาคผนวก

ภาคผนวก ก
ตัวอย่างข้อมูลที่ได้จากบริษัทประกันชีวิต

ตารางที่ 7 ตัวอย่างข้อมูลกรมธรรม์ประกันชีวิตประเภทสามัญที่สิ้นผลบังคับลงก่อนกำหนด ในปีพ.ศ. 2544

policy no.	issued date	sex	age	plan	mode	sum insured	period	pay	risk	rider	branch	lapsed date
001029	01/04/41	F	24	81	2	200,000	20	20	1	1	101	18/11/44
001042	31/08/41	F	40	86	2	200,000	20	20	0	1	684	18/04/44
001081	31/08/41	F	50	80	12	100,000	20	15	0	1	601	14/06/44
126579	18/01/34	M	25	51	1	100,000	50	20	0	1	419	06/03/44
126993	26/12/33	F	28	54	1	500,000	47	20	0	1	101	10/02/44
127152	03/03/34	M	34	54	1	200,000	20	20	0	1	101	21/04/44
127660	03/04/34	M	26	54	1	50,000	20	20	1	0	692	18/05/44
127662	20/03/34	F	32	55	1	50,000	25	20	0	1	317	04/05/44
134140	02/09/35	F	35	54	4	100,000	20	20	0	1	214	18/10/44
134196	05/09/35	M	44	54	1	100,000	20	20	0	1	896	20/10/44

สัญลักษณ์ตัวแปรในตารางที่ 7 คือ

policy no.	คือ หมายเลขกรมธรรม์
issued date	คือ วันที่กรมธรรม์เริ่มมีผลบังคับ
sex	คือ เพศผู้เอาประกันภัย (M = เพศชาย, F = เพศหญิง)
age	คือ อายุที่เริ่มต้นทำประกันชีวิต
plan	คือ รหัสแผนกรมธรรม์ประกันชีวิต
mode	คือ ความถี่ในการชำระเบี้ยประกันภัยต่อปี
sum insured	คือ จำนวนเงินเอาประกันภัย (หน่วย : บาท)
period	คือ ระยะเวลาเอาประกันภัย
pay	คือ ระยะเวลาชำระเบี้ยประกันภัย
risk	คือ กลุ่มประเภทความเสี่ยงของผู้เอาประกันภัย (1 = ความเสี่ยงสูง, 0 = ความเสี่ยงปกติ)
rider	คือ สัญญาเพิ่มเติมแนบท้ายกรมธรรม์หลัก (1 = มีสัญญาเพิ่มเติม, 0 = ไม่มีสัญญาเพิ่มเติม)
branch	คือ รหัสสาขาของบริษัทประกันชีวิต
lapsed date	คือ วันที่กรมธรรม์ประกันชีวิตสิ้นสุดลง

ภาคผนวก ข

การประมาณค่าพารามิเตอร์จาก Cox PH model

ขั้นที่ 1 ประมาณค่าพารามิเตอร์จาก Cox PH model และทำการเลือกตัวแปรอิสระเข้าตัวแบบด้วยวิธีการถดถอยแบบขั้นบันได

The PHREG Procedure

Model Information

Data Set	WORK.TERMINATED
Dependent Variable	survtime
Censoring Variable	status
Censoring Value(s)	0
Ties Handling	EFRON

Summary of the Number of Event and Censored Values

Total	Event	Censored	Percent Censored
21983	21983	0	0.00

Step 1. Variable channel3 is entered. The model contains the following explanatory variables:

channel3

Convergence Status

Convergence criterion (GCONV=1E-8) satisfied.

Model Fit Statistics

Criterion	Without Covariates	With Covariates
-2 LOG L	395618.99	395277.12
AIC	395618.99	395279.12
SBC	395618.99	395287.12

The PHREG Procedure

Testing Global Null Hypothesis: BETA=0

Test	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
Likelihood Ratio	341.8652	1	<.0001
Score	373.3697	1	<.0001
Wald	371.3526	1	<.0001

Step 2. Variable plan3 is entered. The model contains the following explanatory variables:

plan3 channel3

Convergence Status

Convergence criterion (GCONV=1E-8) satisfied.

Model Fit Statistics

Criterion	Without Covariates	With Covariates
-2 LOG L	395618.99	394967.91
AIC	395618.99	394971.91
SBC	395618.99	394987.90

Testing Global Null Hypothesis: BETA=0

Test	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
Likelihood Ratio	651.0847	2	<.0001
Score	660.2881	2	<.0001
Wald	654.1016	2	<.0001

Step 3. Variable channel5 is entered. The model contains the following explanatory variables:

The PHREG Procedure

plan3 channel3 channel5

Convergence Status

Convergence criterion (GCONV=1E-8) satisfied.

Model Fit Statistics

Criterion	Without Covariates	With Covariates
-2 LOG L	395618.99	394731.97
AIC	395618.99	394737.97
SBC	395618.99	394761.97

Testing Global Null Hypothesis: BETA=0

Test	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
Likelihood Ratio	887.0184	3	<.0001
Score	909.4931	3	<.0001
Wald	899.2663	3	<.0001

Step 4. Variable period3 is entered. The model contains the following explanatory variables:

plan3 period3 channel3 channel5

Convergence Status

Convergence criterion (GCONV=1E-8) satisfied.

The PHREG Procedure

Model Fit Statistics

Criterion	Without Covariates	With Covariates
-2 LOG L	395618.99	394496.36
AIC	395618.99	394504.36
SBC	395618.99	394536.35

Testing Global Null Hypothesis: BETA=0

Test	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
Likelihood Ratio	1122.6290	4	<.0001
Score	1147.7659	4	<.0001
Wald	1136.6701	4	<.0001

Step 5. Variable pay is entered. The model contains the following explanatory variables:

plan3 period3 pay channel3 channel5

Convergence Status

Convergence criterion (GCONV=1E-8) satisfied.

Model Fit Statistics

Criterion	Without Covariates	With Covariates
-2 LOG L	395618.99	394392.87
AIC	395618.99	394402.87
SBC	395618.99	394442.86

The PHREG Procedure

Testing Global Null Hypothesis: BETA=0

Test	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
Likelihood Ratio	1226.1172	5	<.0001
Score	1252.6139	5	<.0001
Wald	1241.5347	5	<.0001

Step 6. Variable period2 is entered. The model contains the following explanatory variables:

plan3 period2 period3 pay channel3 channel5

Convergence Status

Convergence criterion (GCONV=1E-8) satisfied.

Model Fit Statistics

Criterion	Without Covariates	With Covariates
-2 LOG L	395618.99	394321.66
AIC	395618.99	394333.66
SBC	395618.99	394381.64

Testing Global Null Hypothesis: BETA=0

Test	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
Likelihood Ratio	1297.3333	6	<.0001
Score	1325.9534	6	<.0001
Wald	1314.7260	6	<.0001

Step 7. Variable plan4 is entered. The model contains the following explanatory variables:

The PHREG Procedure

plan3 plan4 period2 period3 pay channel3 channel5

Convergence Status

Convergence criterion (GCONV=1E-8) satisfied.

Model Fit Statistics

Criterion	Without Covariates	With Covariates
-2 LOG L	395618.99	394270.06
AIC	395618.99	394284.06
SBC	395618.99	394340.05

Testing Global Null Hypothesis: BETA=0

Test	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
Likelihood Ratio	1348.9309	7	<.0001
Score	1374.2861	7	<.0001
Wald	1362.1510	7	<.0001

Step 8. Variable rider is entered. The model contains the following explanatory variables:

plan3 plan4 period2 period3 pay rider channel3 channel5

Convergence Status

Convergence criterion (GCONV=1E-8) satisfied.

The PHREG Procedure

Model Fit Statistics

Criterion	Without Covariates	With Covariates
-2 LOG L	395618.99	394224.49
AIC	395618.99	394240.49
SBC	395618.99	394304.47

Testing Global Null Hypothesis: BETA=0

Test	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
Likelihood Ratio	1394.5006	8	<.0001
Score	1425.0961	8	<.0001
Wald	1413.6048	8	<.0001

Step 9. Variable channel4 is entered. The model contains the following explanatory variables:

plan3 plan4 period2 period3 pay rider channel3 channel4 channel5

Convergence Status

Convergence criterion (GCONV=1E-8) satisfied.

Model Fit Statistics

Criterion	Without Covariates	With Covariates
-2 LOG L	395618.99	394189.21
AIC	395618.99	394207.21
SBC	395618.99	394279.19

The PHREG Procedure

Testing Global Null Hypothesis: BETA=0

Test	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
Likelihood Ratio	1429.7774	9	<.0001
Score	1456.5961	9	<.0001
Wald	1445.0821	9	<.0001

Step 10. Variable channel2 is entered. The model contains the following explanatory variables:

plan3 plan4 period2 period3 pay rider channel2 channel3 channel4 channel5

Convergence Status

Convergence criterion (GCONV=1E-8) satisfied.

Model Fit Statistics

Criterion	Without Covariates	With Covariates
-2 LOG L	395618.99	394094.70
AIC	395618.99	394114.70
SBC	395618.99	394194.68

Testing Global Null Hypothesis: BETA=0

Test	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
Likelihood Ratio	1524.2926	10	<.0001
Score	1545.1993	10	<.0001
Wald	1529.2357	10	<.0001

Step 11. Variable risk is entered. The model contains the following explanatory variables:

The PHREG Procedure

plan3 plan4 period2 period3 pay risk rider channel2 channel3 channel4 channel5

Convergence Status

Convergence criterion (GCONV=1E-8) satisfied.

Model Fit Statistics

Criterion	Without Covariates	With Covariates
-2 LOG L	395618.99	394071.32
AIC	395618.99	394093.32
SBC	395618.99	394181.30

Testing Global Null Hypothesis: BETA=0

Test	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
Likelihood Ratio	1547.6688	11	<.0001
Score	1569.8981	11	<.0001
Wald	1553.8627	11	<.0001

Step 12. Variable sum is entered. The model contains the following explanatory variables:

plan3 plan4 sum period2 period3 pay risk rider channel2 channel3 channel4 channel5

Convergence Status

Convergence criterion (GCONV=1E-8) satisfied.

The PHREG Procedure

Model Fit Statistics

Criterion	Without Covariates	With Covariates
-2 LOG L	395618.99	394067.30
AIC	395618.99	394091.30
SBC	395618.99	394187.28

Testing Global Null Hypothesis: BETA=0

Test	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
Likelihood Ratio	1551.6863	12	<.0001
Score	1573.8905	12	<.0001
Wald	1558.2628	12	<.0001

NOTE: No (additional) variables met the 0.05 level for entry into the model.

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

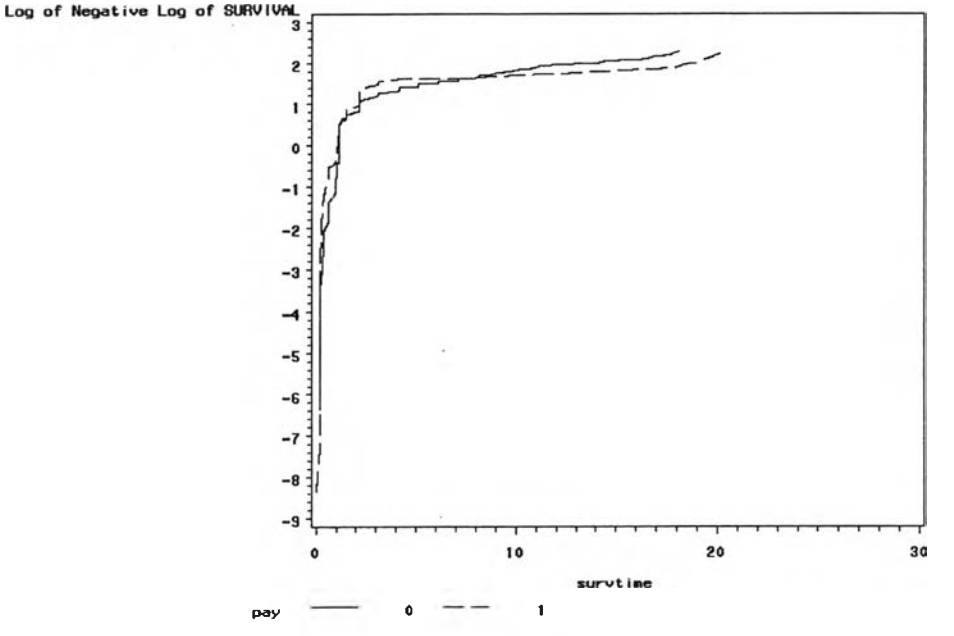
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Hazard Ratio
plan3	1	0.37058	0.01950	361.2288	<.0001	1.449
plan4	1	0.95286	0.09180	107.7313	<.0001	2.593
sum	1	-0.0007843	0.0003995	3.8542	0.0496	0.999
period2	1	-0.18013	0.01962	84.2570	<.0001	0.835
period3	1	0.16600	0.01597	108.0763	<.0001	1.181
pay	1	0.25186	0.01921	171.8102	<.0001	1.286
risk	1	0.25981	0.05043	26.5451	<.0001	1.297
rider	1	0.11227	0.02232	25.3048	<.0001	1.119
channel2	1	0.22642	0.02362	91.9026	<.0001	1.254
channel3	1	0.57742	0.02547	513.8701	<.0001	1.781
channel4	1	0.22740	0.02199	106.9204	<.0001	1.255
channel5	1	0.53784	0.02802	368.4443	<.0001	1.712

The PHREG Procedure

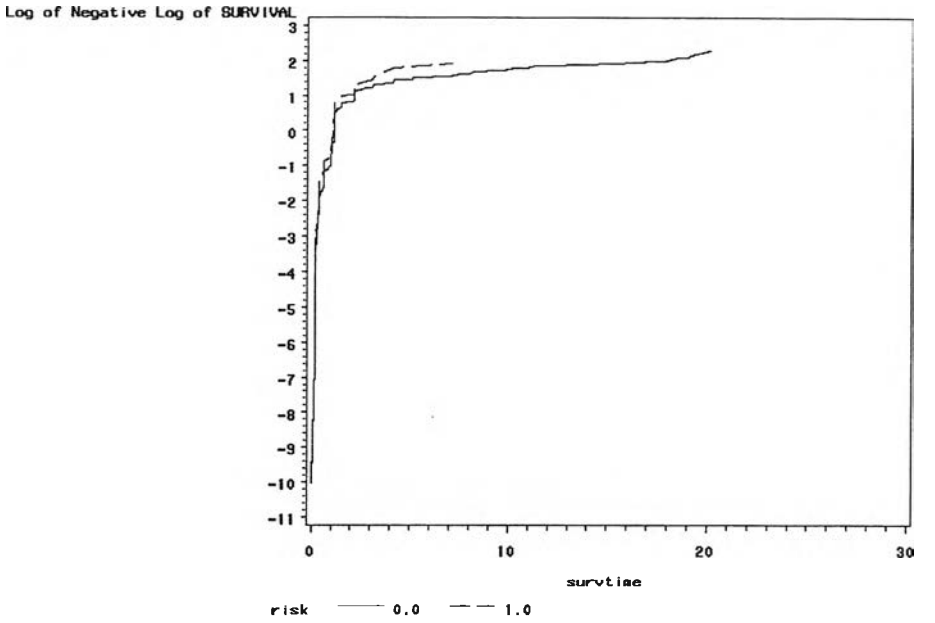
Summary of Stepwise Selection

Step	Variable Entered	Variable Removed	Number In	Score Chi-Square	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
1	channel3		1	373.3697	.	<.0001
2	plan3		2	291.0141	.	<.0001
3	channel5		3	260.4562	.	<.0001
4	period3		4	241.6983	.	<.0001
5	pay		5	107.8347	.	<.0001
6	period2		6	70.1164	.	<.0001
7	plan4		7	65.0635	.	<.0001
8	rider		8	44.2050	.	<.0001
9	channel4		9	35.2992	.	<.0001
10	channel2		10	93.3958	.	<.0001
11	risk		11	25.4254	.	<.0001
12	sum		12	3.8550	.	

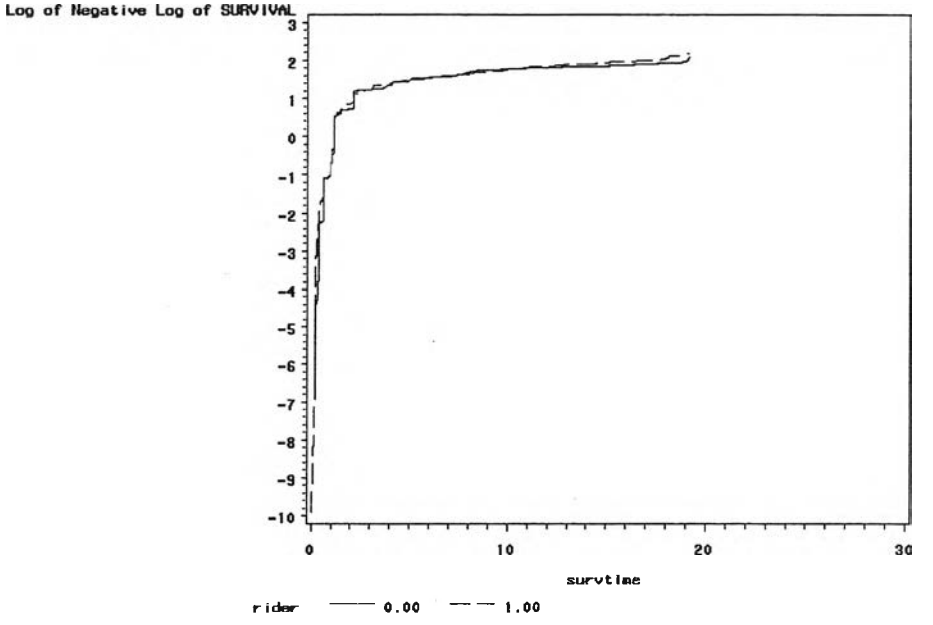
ขั้นที่ 2 เมื่อได้ค่าประมาณพารามิเตอร์แล้ว จึงทำการทดสอบว่าข้อมูลการคงอยู่นั้นเป็นไปตามข้อสมมุติของ Cox PH model หรือไม่ รูปที่ได้จากการวิเคราะห์ คือ



ก) กรณีงวดการชำระเบี้ยประกันภัย



ข) กรณีประเภทกลุ่มความเสี่ยง



ค) กรณีสัญญาเพิ่มเติม

รูปที่ 18 ฟังก์ชันภาวะภัยระหว่างกลุ่มตัวอย่างที่ต้องการศึกษา

จากตัวแปรอิสระที่ได้ยกตัวอย่างนี้ จะเห็นได้ว่าฟังก์ชันภาวะภัยของกลุ่มตัวอย่างที่ต้องการศึกษาไม่เป็นสัดส่วนกัน

ภาคผนวก ค

ค่าประมาณพารามิเตอร์จากตัวแบบอิงพารามิเตอร์แบบต่างๆ

ก) กรณีเมื่อตัวแบบมีการแจกแจงแบบเลขชี้กำลัง

The LIFEREG Procedure
Model Information

Data Set	WORK.TERMINATED
Dependent Variable	Log(survtime)
Censoring Variable	status
Censoring Value(s)	0
Number of Observations	21982
Noncensored Values	21982
Right Censored Values	0
Left Censored Values	0
Interval Censored Values	0
Missing Values	4
Zero or Negative Response	1
Name of Distribution	Exponential
Log Likelihood	-26888.53476

Algorithm converged.

Type III Analysis of Effects

Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
age	1	12.2468	0.0005
plan2	1	1.7838	0.1817
plan3	1	97.3465	<.0001
plan4	1	69.6388	<.0001
period2	1	23.2363	<.0001
period3	1	91.6038	<.0001
period4	1	0.4022	0.5260
pay	1	50.6671	<.0001
risk	1	18.8649	<.0001
rider	1	13.7422	0.0002
channel2	1	54.0207	<.0001
channel3	1	297.1939	<.0001
channel4	1	46.5270	<.0001
channel5	1	189.4218	<.0001

The LIFEREG Procedure
Analysis of Parameter Estimates

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	95% Confidence Limits		Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	0.6309	0.0459	0.5409	0.7208	189.03	<.0001
age	1	0.0021	0.0006	0.0009	0.0033	12.25	0.0005
plan2	1	-0.3729	0.2792	-0.9201	0.1743	1.78	0.1817
plan3	1	-0.2107	0.0214	-0.2526	-0.1689	97.35	<.0001
plan4	1	-0.7278	0.0872	-0.8988	-0.5569	69.64	<.0001
period2	1	0.1056	0.0219	0.0627	0.1486	23.24	<.0001
period3	1	-0.1838	0.0192	-0.2215	-0.1462	91.60	<.0001
period4	1	-0.0156	0.0247	-0.0640	0.0327	0.40	0.5260
pay	1	-0.1356	0.0191	-0.1730	-0.0983	50.67	<.0001
risk	1	-0.2194	0.0505	-0.3184	-0.1204	18.86	<.0001
rider	1	-0.0847	0.0228	-0.1294	-0.0399	13.74	0.0002
channel2	1	-0.1716	0.0233	-0.2173	-0.1258	54.02	<.0001
channel3	1	-0.4334	0.0251	-0.4827	-0.3842	297.19	<.0001
channel4	1	-0.1476	0.0216	-0.1901	-0.1052	46.53	<.0001
channel5	1	-0.3844	0.0279	-0.4391	-0.3296	189.42	<.0001
Scale	0	1.0000	0.0000	1.0000	1.0000		
Weibull Shape	0	1.0000	0.0000	1.0000	1.0000		

Lagrange Multiplier Statistics

Parameter	Chi-Square	Pr > ChiSq
Scale	8327.8894	<.0001

The LIFETEST Procedure
Summary of the Number of Censored and Uncensored Values

Total	Failed	Censored	Percent Censored
21982	21982	0	0.00

NOTE: There were 5 observations with missing values, negative time values or frequency values less than 1.

ข) กรณีเมื่อตัวแบบมีการแจกแจงแบบไวบูลล์

The LIFEREG Procedure

Model Information

Data Set	WORK.TERMINATED
Dependent Variable	Log(survtime)
Censoring Variable	status
Censoring Value(s)	0
Number of Observations	21982
Noncensored Values	21982
Right Censored Values	0
Left Censored Values	0
Interval Censored Values	0
Missing Values	4
Zero or Negative Response	1
Name of Distribution	Weibull
Log Likelihood	-25089.59797

Algorithm converged.

Type III Analysis of Effects

Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
age	1	71.0940	<.0001
plan2	1	3.7722	0.0521
plan3	1	107.7892	<.0001
plan4	1	137.1117	<.0001
period2	1	11.4495	0.0007
period3	1	303.1929	<.0001
period4	1	6.6426	0.0100
pay	1	14.1318	0.0002
risk	1	45.7359	<.0001
rider	1	16.0254	<.0001
channel2	1	98.5412	<.0001
channel3	1	641.1170	<.0001
channel4	1	122.4889	<.0001
channel5	1	300.4147	<.0001

The LIFEREG Procedure

Analysis of Parameter Estimates

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	95% Confidence Limits		Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	0.6682	0.0342	0.6012	0.7352	382.34	<.0001
age	1	0.0038	0.0005	0.0029	0.0047	71.09	<.0001
plan2	1	-0.4060	0.2090	-0.8157	0.0037	3.77	0.0521
plan3	1	-0.1650	0.0159	-0.1961	-0.1338	107.79	<.0001
plan4	1	-0.7678	0.0656	-0.8964	-0.6393	137.11	<.0001
period2	1	0.0548	0.0162	0.0231	0.0866	11.45	0.0007
period3	1	-0.2514	0.0144	-0.2797	-0.2231	303.19	<.0001
period4	1	-0.0474	0.0184	-0.0835	-0.0114	6.64	0.0100
pay	1	-0.0530	0.0141	-0.0806	-0.0253	14.13	0.0002
risk	1	-0.2559	0.0378	-0.3301	-0.1817	45.74	<.0001
rider	1	-0.0692	0.0173	-0.1031	-0.0353	16.03	<.0001
channel2	1	-0.1740	0.0175	-0.2084	-0.1397	98.54	<.0001
channel3	1	-0.4782	0.0189	-0.5152	-0.4411	641.12	<.0001
channel4	1	-0.1801	0.0163	-0.2120	-0.1482	122.49	<.0001
channel5	1	-0.3628	0.0209	-0.4038	-0.3218	300.41	<.0001
Scale	1	0.7488	0.0032	0.7425	0.7551		
Weibull Shape	1	1.3355	0.0057	1.3243	1.3468		

The LIFETEST Procedure

Summary of the Number of Censored and Uncensored Values

Total	Failed	Censored	Percent Censored
21977	21977	0	0.00

NOTE: There were 10 observations with missing values, negative time values or frequency values less than 1.

ค) กรณีเมื่อตัวแบบมีการแจกแจงแบบลอก-นอร์มอล

The LIFEREG Procedure

Model Information

Data Set	WORK.TERMINATED
Dependent Variable	Log(survtime)
Censoring Variable	status
Censoring Value(s)	0
Number of Observations	21982
Noncensored Values	21982
Right Censored Values	0
Left Censored Values	0
Interval Censored Values	0
Missing Values	4
Zero or Negative Response	1
Name of Distribution	Lognormal
Log Likelihood	-20777.1265

Algorithm converged.

Type III Analysis of Effects

Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
age	1	31.0550	<.0001
sex	1	29.1232	<.0001
plan2	1	3.3577	0.0669
plan3	1	313.2474	<.0001
plan4	1	182.7974	<.0001
sum	1	63.5769	<.0001
period2	1	104.8558	<.0001
period3	1	29.3193	<.0001
period4	1	88.6029	<.0001
risk	1	29.4919	<.0001
channel2	1	130.0612	<.0001
channel3	1	488.6981	<.0001
channel4	1	5.4062	0.0201
channel5	1	645.4158	<.0001

The LIFEREG Procedure

Analysis of Parameter Estimates

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	95% Confidence Limits		Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	0.1955	0.0258	0.1449	0.2461	57.31	<.0001
age	1	0.0021	0.0004	0.0014	0.0029	31.06	<.0001
sex	1	-0.0462	0.0086	-0.0629	-0.0294	29.12	<.0001
plan2	1	-0.3202	0.1747	-0.6626	0.0223	3.36	0.0669
plan3	1	-0.2374	0.0134	-0.2637	-0.2111	313.25	<.0001
plan4	1	-0.7316	0.0541	-0.8377	-0.6256	182.80	<.0001
sum	1	0.0018	0.0002	0.0014	0.0023	63.58	<.0001
period2	1	0.1324	0.0129	0.1070	0.1577	104.86	<.0001
period3	1	-0.0635	0.0117	-0.0865	-0.0405	29.32	<.0001
period4	1	0.1463	0.0155	0.1159	0.1768	88.60	<.0001
risk	1	-0.1708	0.0315	-0.2325	-0.1092	29.49	<.0001
channel2	1	-0.1648	0.0145	-0.1931	-0.1365	130.06	<.0001
channel3	1	-0.3480	0.0157	-0.3788	-0.3171	488.70	<.0001
channel4	1	-0.0312	0.0134	-0.0575	-0.0049	5.41	0.0201
channel5	1	-0.4417	0.0174	-0.4758	-0.4077	645.42	<.0001
Scale	1	0.6227	0.0030	0.6169	0.6285		

The LIFETEST Procedure

Summary of the Number of Censored and Uncensored Values

Total	Failed	Censored	Percent Censored
21982	21982	0	0.00

NOTE: There were 5 observations with missing values, negative time values or frequency values
less than 1.

ง) กรณีเมื่อตัวแบบมีการแจกแจงแบบลอกลอจิสติค

The LIFEREG Procedure

Model Information

Data Set	WORK.TERMINATED
Dependent Variable	Log(survtime)
Censoring Variable	status
Censoring Value(s)	0
Number of Observations	21982
Noncensored Values	21982
Right Censored Values	0
Left Censored Values	0
Interval Censored Values	0
Missing Values	4
Zero or Negative Response	1
Name of Distribution	LLogistic
Log Likelihood	-19538.685

Algorithm converged.

Type III Analysis of Effects

Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
sex	1	15.1068	0.0001
plan2	1	2.5806	0.1082
plan3	1	384.6040	<.0001
plan4	1	140.8601	<.0001
sum	1	39.7139	<.0001
period2	1	311.0310	<.0001
period3	1	1.7854	0.1815
period4	1	106.1140	<.0001
pay	1	519.6100	<.0001
risk	1	24.7721	<.0001
rider	1	42.0712	<.0001
channel2	1	138.0075	<.0001
channel3	1	624.0727	<.0001
channel4	1	16.9244	<.0001
channel5	1	673.0121	<.0001

Analysis of Parameter Estimates

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	95% Confidence Limits		Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	0.3212	0.0201	0.2818	0.3606	255.20	<.0001
sex	1	-0.0293	0.0075	-0.0441	-0.0145	15.11	0.0001
plan2	1	-0.2675	0.1665	-0.5939	0.0589	2.58	0.1082
plan3	1	-0.2197	0.0112	-0.2416	-0.1977	384.60	<.0001
plan4	1	-0.6372	0.0537	-0.7425	-0.5320	140.86	<.0001
sum	1	0.0013	0.0002	0.0009	0.0017	39.71	<.0001
period2	1	0.2181	0.0124	0.1939	0.2424	311.03	<.0001
period3	1	0.0146	0.0109	-0.0068	0.0360	1.79	0.1815
period4	1	0.1273	0.0124	0.1031	0.1515	106.11	<.0001
pay	1	-0.2535	0.0111	-0.2753	-0.2317	519.61	<.0001
risk	1	-0.1401	0.0282	-0.1953	-0.0849	24.77	<.0001
rider	1	-0.0779	0.0120	-0.1014	-0.0544	42.07	<.0001
channel2	1	-0.1510	0.0129	-0.1762	-0.1258	138.01	<.0001
channel3	1	-0.3612	0.0145	-0.3895	-0.3329	624.07	<.0001
channel4	1	-0.0487	0.0118	-0.0719	-0.0255	16.92	<.0001
channel5	1	-0.4372	0.0169	-0.4702	-0.4042	673.01	<.0001
Scale	1	0.3221	0.0019	0.3184	0.3257		

The LIFETEST Procedure

Summary of the Number of Censored and Uncensored Values

Total	Failed	Censored	Percent Censored
21982	21982	0	0.00

NOTE: There were 5 observations with missing values, negative time values or frequency values
less than 1.

ข) กรณีเมื่อตัวแบบมีการแจกแจงแบบแกมมามาตรฐาน

The LIFEREG Procedure

Model Information

Data Set	WORK.TERMINATED
Dependent Variable	Log(survtime)
Censoring Variable	status
Censoring Value(s)	0
Number of Observations	21982
Noncensored Values	21982
Right Censored Values	0
Left Censored Values	0
Interval Censored Values	0
Missing Values	4
Zero or Negative Response	1
Name of Distribution	Gamma
Log Likelihood	-24244.20872

Algorithm converged.

Type III Analysis of Effects

Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
age	1	18.6200	<.0001
plan2	1	2.7121	0.0996
plan3	1	148.0058	<.0001
plan4	1	105.8790	<.0001
period2	1	35.3285	<.0001
period3	1	139.2746	<.0001
period4	1	0.6115	0.4342
pay	1	77.0344	<.0001
risk	1	28.6823	<.0001
rider	1	20.8937	<.0001
channel2	1	82.1332	<.0001
channel3	1	451.8540	<.0001
channel4	1	70.7398	<.0001
channel5	1	287.9971	<.0001

The LIFEREG Procedure

Analysis of Parameter Estimates

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	95% Confidence Limits		Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	0.6309	0.0372	0.5579	0.7038	287.40	<.0001
age	1	0.0021	0.0005	0.0012	0.0031	18.62	<.0001
plan2	1	-0.3729	0.2264	-0.8166	0.0709	2.71	0.0996
plan3	1	-0.2107	0.0173	-0.2447	-0.1768	148.01	<.0001
plan4	1	-0.7278	0.0707	-0.8665	-0.5892	105.88	<.0001
period2	1	0.1056	0.0178	0.0708	0.1405	35.33	<.0001
period3	1	-0.1838	0.0156	-0.2144	-0.1533	139.27	<.0001
period4	1	-0.0156	0.0200	-0.0549	0.0236	0.61	0.4342
pay	1	-0.1356	0.0155	-0.1659	-0.1053	77.03	<.0001
risk	1	-0.2194	0.0410	-0.2996	-0.1391	28.68	<.0001
rider	1	-0.0847	0.0185	-0.1210	-0.0484	20.89	<.0001
channel2	1	-0.1716	0.0189	-0.2087	-0.1345	82.13	<.0001
channel3	1	-0.4334	0.0204	-0.4734	-0.3935	451.85	<.0001
channel4	1	-0.1476	0.0176	-0.1821	-0.1132	70.74	<.0001
channel5	1	-0.3844	0.0226	-0.4287	-0.3400	288.00	<.0001
Scale	0	0.8110	0.0000	0.8110	0.8110		
Shape	0	0.8110	0.0000	0.8110	0.8110		

Lagrange Multiplier Statistics

Parameter	Chi-Square	Pr > ChiSq
Scale	861.6711	<.0001
Shape	5132.0344	<.0001

The LIFETEST Procedure

Summary of the Number of Censored and Uncensored Values

Total	Failed	Censored	Percent Censored
21982	21982	0	0.00

NOTE: There were 5 observations with missing values, negative time values or frequency values less than 1.

ฉ) กรณีเมื่อตัวแบบมีการแจกแจงแบบแกมมาทั่วไป

The LIFEREG Procedure

Model Information

Data Set	WORK.TERMINATED
Dependent Variable	Log(survtime)
Censoring Variable	status
Censoring Value(s)	0
Number of Observations	21982
Noncensored Values	21982
Right Censored Values	0
Left Censored Values	0
Interval Censored Values	0
Missing Values	4
Zero or Negative Response	1
Name of Distribution	Gamma
Log Likelihood	-20575.74102

Algorithm converged.

Type III Analysis of Effects

Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
age	1	32.8385	<.0001
sex	1	49.2941	<.0001
plan2	1	3.9788	0.0461
plan3	1	330.7243	<.0001
plan4	1	196.3150	<.0001
sum	1	106.6642	<.0001
period2	1	176.8775	<.0001
period3	1	0.9904	0.3196
period4	1	188.7858	<.0001
risk	1	26.6902	<.0001
channel2	1	114.9943	<.0001
channel3	1	467.5084	<.0001
channel4	1	1.0231	0.3118
channel5	1	703.0471	<.0001

The LIFEREG Procedure

Analysis of Parameter Estimates

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	95% Confidence Limits		Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	0.0559	0.0266	0.0038	0.1081	4.41	0.0356
age	1	0.0022	0.0004	0.0014	0.0029	32.84	<.0001
sex	1	-0.0592	0.0084	-0.0757	-0.0427	49.29	<.0001
plan2	1	-0.3422	0.1716	-0.6785	-0.0060	3.98	0.0561
plan3	1	-0.2400	0.0132	-0.2659	-0.2142	330.72	<.0001
plan4	1	-0.7393	0.0528	-0.8428	-0.6359	196.31	<.0001
sum	1	0.0022	0.0002	0.0018	0.0026	106.66	<.0001
period2	1	0.1707	0.0128	0.1455	0.1958	176.88	<.0001
period3	1	-0.0117	0.0118	-0.0347	0.0113	0.99	0.3196
period4	1	0.2154	0.0157	0.1847	0.2461	188.79	<.0001
risk	1	-0.1592	0.0308	-0.2196	-0.0988	26.69	<.0001
channel2	1	-0.1519	0.0142	-0.1796	-0.1241	114.99	<.0001
channel3	1	-0.3334	0.0154	-0.3636	-0.3032	467.51	<.0001
channel4	1	0.0135	0.0133	-0.0126	0.0395	1.02	0.3118
channel5	1	-0.4518	0.0170	-0.4852	-0.4184	703.05	<.0001
Scale	1	0.6100	0.0030	0.6043	0.6159		
Shape	1	-0.2607	0.0133	-0.2866	-0.2347		

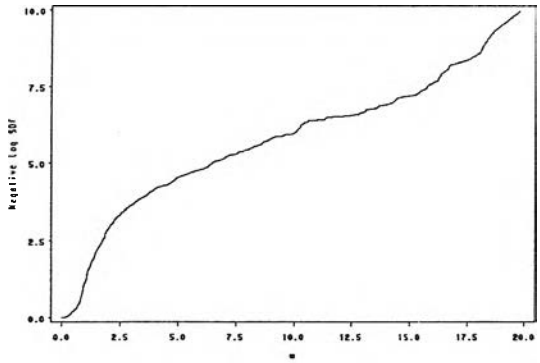
The LIFETEST Procedure

Summary of the Number of Censored and Uncensored Values

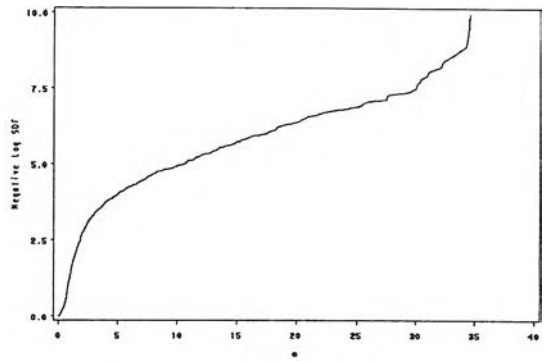
Total	Failed	Censored	Percent Censored
21982	21982	0	0.00

NOTE: There were 5 observations with missing values, negative time values or frequency values
less than 1.

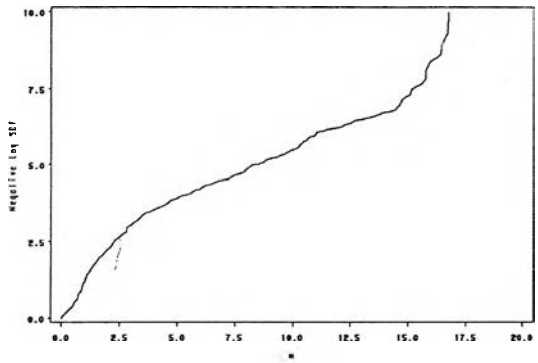
ภาคผนวก ง
ค่าตกค้างประเภทต่างๆที่ได้จากตัวแบบอิงพารามิเตอร์



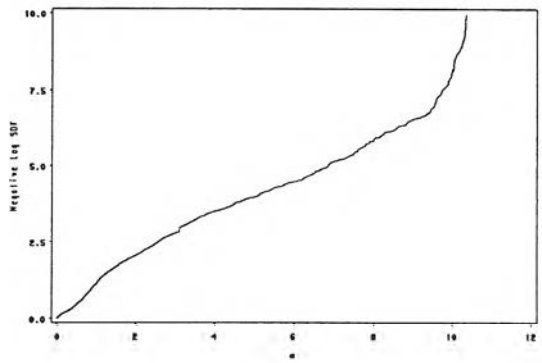
ก. ตัวแบบเลขชี้กำลัง



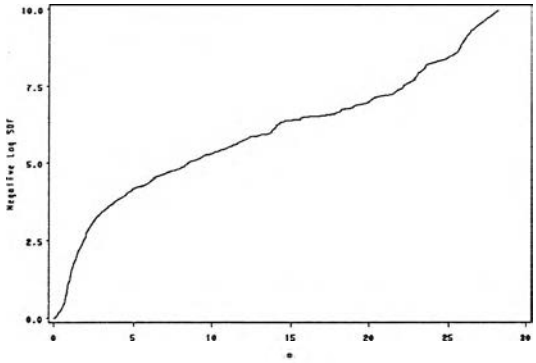
ข. ตัวแบบไวบูลล์



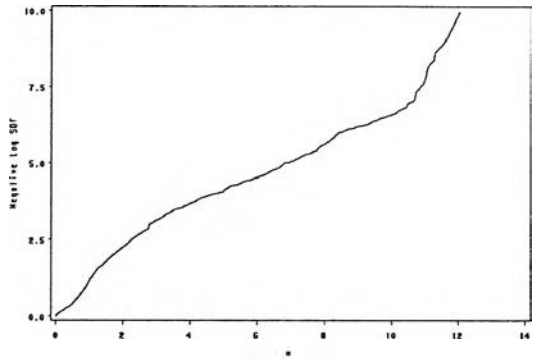
ค. ตัวแบบลอก-นอร์มอล



ง. ตัวแบบลอกลอจิสติค

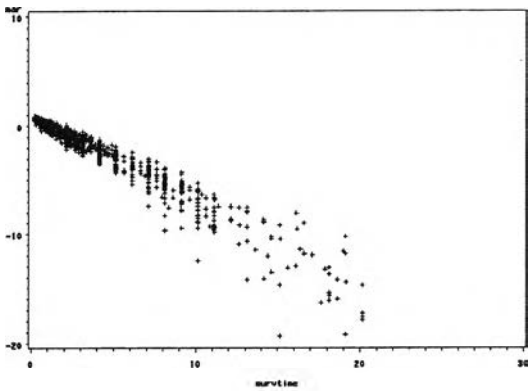


จ. ตัวแบบแกมมามาตรฐาน

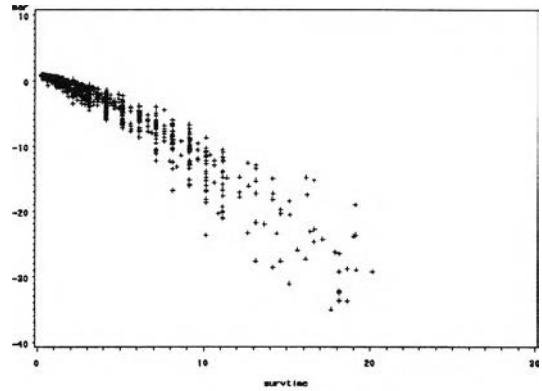


ฉ. ตัวแบบแกมมาทั่วไป

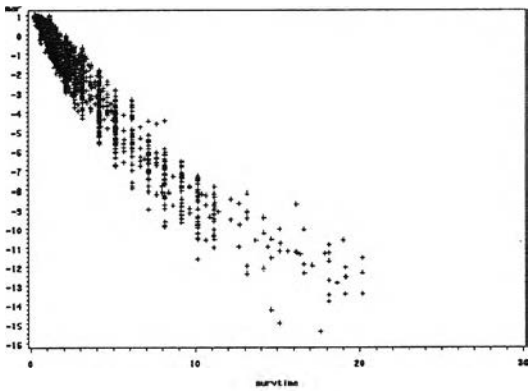
รูปที่ 19 Cox-Snell residuals สำหรับตัวแบบอิงพารามิเตอร์แบบต่าง ๆ



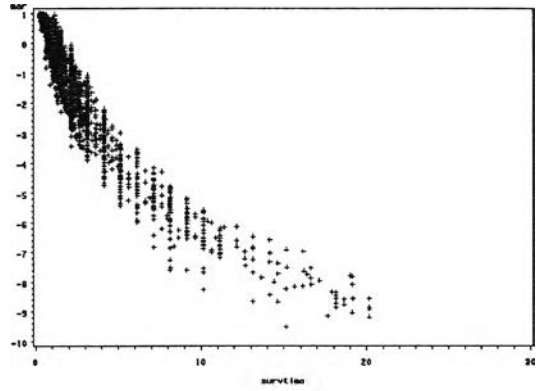
ก. ตัวแบบเลขชี้กำลัง



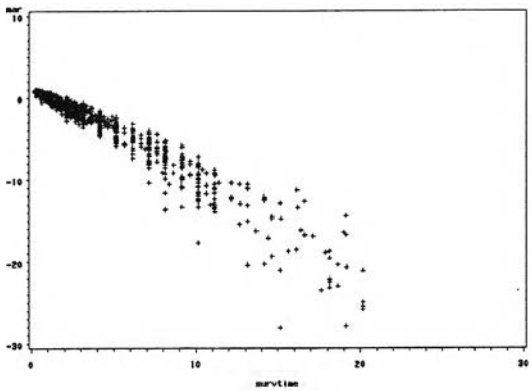
ข. ตัวแบบไวบูลล์



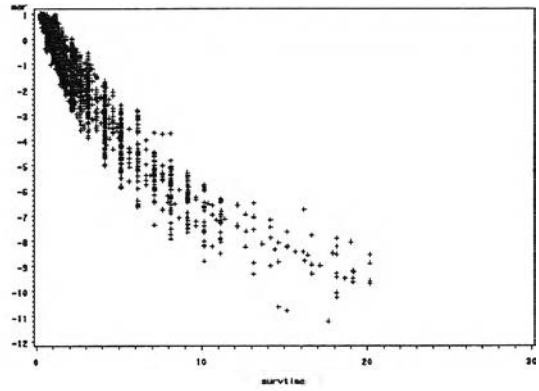
ค. ตัวแบบลอก-นอร์มอล



ง. ตัวแบบลอกลอจิสติค

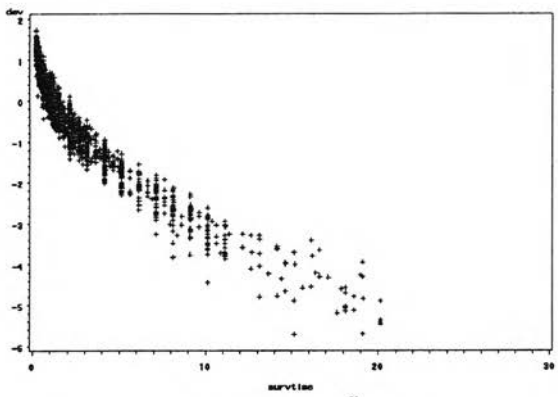


จ. ตัวแบบแกมมามาตรฐาน

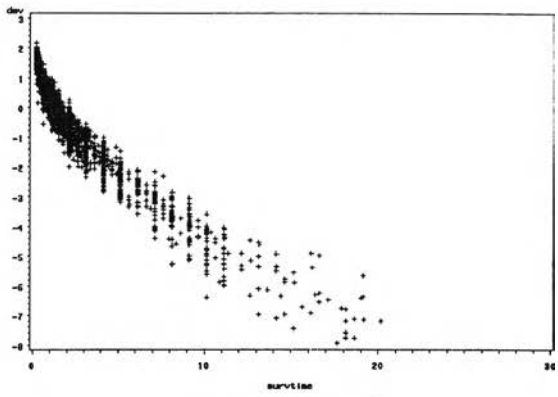


ฉ. ตัวแบบแกมมาทั่วไป

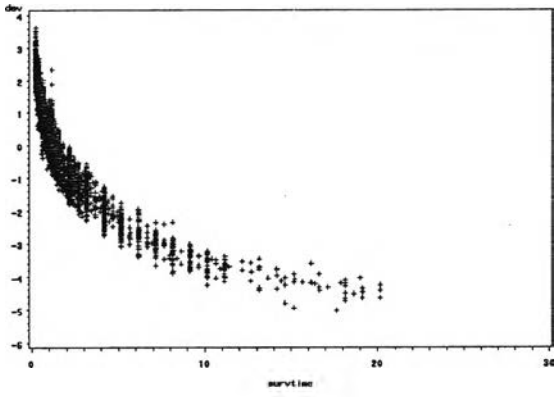
รูปที่ 20 Martingale residuals สำหรับตัวแบบอิงพารามิเตอร์แบบต่างๆ



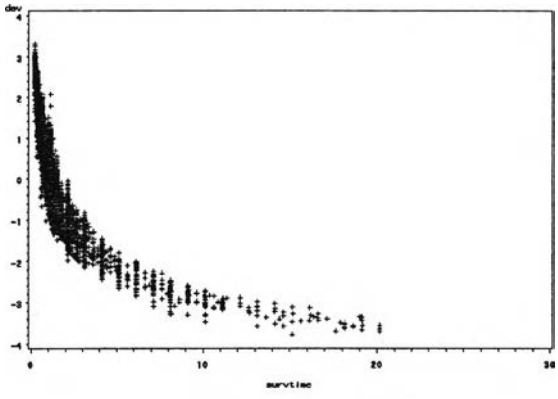
ก. ตัวแบบเลขชี้กำลัง



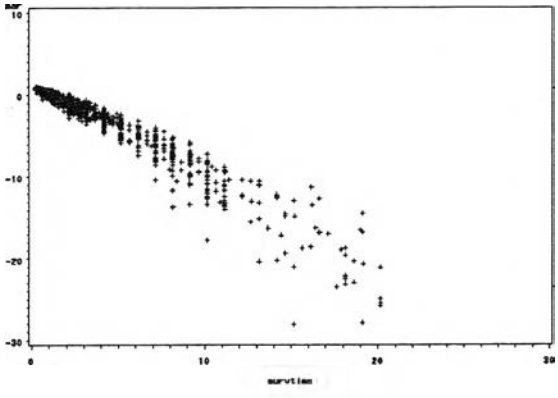
ข. ตัวแบบไวบูลล์



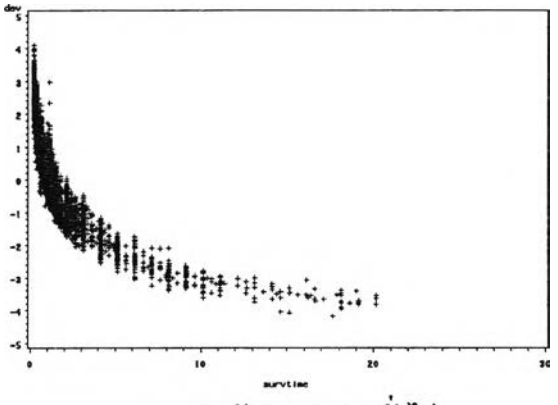
ค. ตัวแบบลอก-นอร์มอล



ง. ตัวแบบลอกลอจิสติค



จ. ตัวแบบแกมมามาตรฐาน



ฉ. ตัวแบบแกมมาทั่วไป

รูปที่ 21 Deviance residuals สำหรับตัวแบบอิงพารามิเตอร์แบบต่าง ๆ

ภาคผนวก จ
ความแตกต่างระหว่างการคำนวณฟังก์ชันการคงอยู่ด้วยวิธีลิมิตผลคูณ และอัตราการคงอยู่ด้วยวิธี LIMRA

มาตรการในการวัดประสิทธิภาพของการอนุรักษ์กรมธรรม์ที่ใช้กันทั่วไปในบริษัทประกันชีวิตมีอยู่หลายวิธี โดยวิธีที่นิยมใช้คือ การวัดอัตราการคงอยู่ (Persistency rate) ของกรมธรรม์ ซึ่งถือเป็นเครื่องมือวัดประสิทธิภาพที่สำคัญในการบ่งชี้ถึงผลการดำเนินงานของบริษัท รวมทั้งยังเป็นเครื่องชี้แนะในการแก้ไขปัญหา อันเกิดจากการสิ้นผลบังคับลงก่อนกำหนดของกรมธรรม์ด้วย

แนวคิดทั่วไปในการวัดอัตราการคงอยู่

โดยปกติอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์สามารถแสดงได้จาก

อัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์ = 1 – อัตราการขาดอายุของกรมธรรม์

หรือ อัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์ = 1 – การขาดอายุ/กรมธรรม์ที่ออกใหม่ในช่วงเวลาที่กำหนด

การวัดอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์ จะขึ้นอยู่กับการให้นิยามเกี่ยวกับการขาดอายุของกรมธรรม์และการคำนวณกรมธรรม์ที่ออกใหม่ในช่วงเวลาที่กำหนด (exposure) การขาดอายุของกรมธรรม์จึงเป็นการแจงนับหน่วยของกรมธรรม์ที่สิ้นผลบังคับลงในช่วงเวลาที่สังเกต โดยมักจะรวมถึง มูลค่าที่ถูกริบ การขยายเวลา การทำมูลค่าสำเร็จ การเวนคืนเงินสด แต่ไม่รวมถึง กรมธรรม์ที่ครบกำหนด การเสียชีวิต การเปลี่ยนแบบกรมธรรม์ ส่วนกรมธรรม์ที่มีการชำระเบี้ยประกันภัยครั้งเดียว จะไม่นำมารวมในการวัดอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์

วิธีการวัดอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์

การวัดอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์มีอยู่หลายวิธี โดยส่วนใหญ่จะขึ้นอยู่กับวัตถุประสงค์ในการนำไปใช้ของบริษัทประกันชีวิต ซึ่งการวัดอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์นี้สามารถคำนวณได้ทั้งจากจำนวนเบี้ยประกันภัย จำนวนกรมธรรม์ประกันชีวิต และจำนวนเงินเอาประกันภัย

วิธีการวัดอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์มีดังนี้ คือ

1. การวัดอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์แบบ Kyoei Life Insurance Company
2. การวัดอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์เพื่อการบริหาร (Gross Persistency)
3. การวัดอัตราการคงอยู่ในช่วงที่กำหนด (Block Persistency)
4. การวัดอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์แบบ Life Insurance & Marketing Research Association of America (LIMRA)

โดยส่วนใหญ่ บริษัทประกันชีวิตในประเทศไทยจะใช้วิธีการวัดอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์แบบ LIMRA ซึ่งจะมีความแตกต่างกับการคำนวณด้วยวิธีลิมิตผลคูณตามที่ได้เสนอไปแล้ว เนื่องจากการคำนวณฟังก์ชันการคงอยู่ด้วยวิธีลิมิตผลคูณนั้น จะใช้หลักความน่าจะเป็นแบบมีเงื่อนไข ส่วนวิธีแบบ LIMRA จะใช้การถ่วงน้ำหนักในช่วงที่กำหนด

ในส่วนต่อไป จึงขออธิบายถึงวิธีการวัดอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์ด้วยวิธี LIMRA 13-month formula และจึงแสดงให้เห็นถึงความแตกต่างระหว่างการคำนวณฟังก์ชันการคงอยู่ด้วยวิธีลิมิตผลคูณและการคำนวณอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์แบบ LIMRA

การวัดอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์ด้วยวิธี LIMRA

การวัดอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์แบบ LIMRA คิดขึ้นโดย Life Insurance Marketing & Research Association of America (LIMRA) การวัดอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์ที่กล่าวถึง จะรวมการสิ้นสุดของกรมธรรม์ทุกชนิด และไม่ได้พิจารณากรมธรรม์ที่ออกในช่วงที่ต่างจากช่วงที่ต้องการสังเกตมาเกี่ยวข้องด้วย (มหาวิทยาลัยสุโขทัยธรรมาธิราช, 2537)

ตัวอย่างต่อไปจะแสดงให้เห็นถึงการคำนวณอัตราการขาดอายุของกรมธรรม์ปีแรก 3 แบบ คือ อัตราการขาดอายุประจำเดือน (current month lapse rate) อัตราการขาดอายุสิ้นสุดเดือน (year- to- date lapse rate) และอัตราการขาดอายุรอบระยะเวลา 1 ปี (past-12-month lapse rate) ซึ่งอาศัยหลักการของ LIMRA 13-month formula ในกรณีของ LIMRA นี้ การขาดอายุกรมธรรม์เป็นการคำนวณโดยการนำกรมธรรม์ที่สิ้นผลบังคับลงก่อนการจ่ายเบี้ยประกันภัยงวดที่ 13 หรือเดือนที่ 13 นั่นคือ

ตารางที่ 8 ประเภทการขาดอายุกับกรณีการชำระเบี้ยประกันภัย

การขาดอายุโดยมิได้มี	กรณีการชำระเบี้ยประกันภัย
การจ่ายงวดที่ 2	รายปี
การจ่ายงวดที่ 3	ราย 6 เดือน
การจ่ายงวดที่ 5	ราย 3 เดือน
การจ่ายงวดที่ 13	รายเดือน

การวัดอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์สามารถทำในช่วงที่ยาวกว่านี้ได้เช่น 19 เดือน หรือ 25 เดือน เป็นต้น แต่ในที่นี้จะแสดงให้เห็นถึงวิธีการคิดแบบ 13 - month ทั้ง 3 แบบ คือ

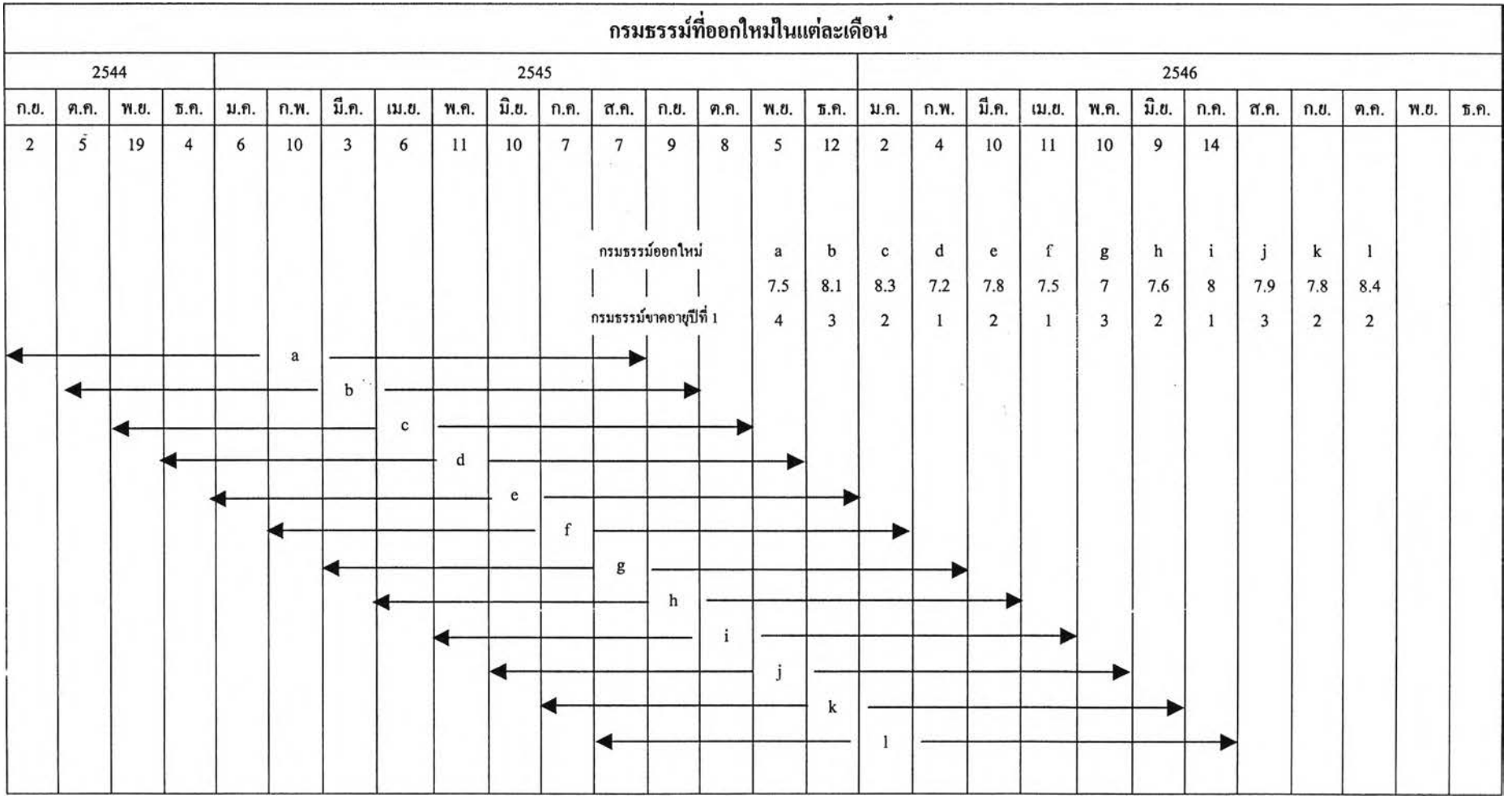
$$\text{จำนวนกรมธรรม์ที่ออกใหม่เดือนที่ 15} = \frac{\text{จำนวนกรมธรรม์ใหม่เดือนที่ 1 ถึงเดือนที่ 12}}{12}$$

ตัวอย่างเช่น

$$\text{จำนวนกรมธรรม์ที่ออกใหม่เดือน พ.ย. 2545} = \frac{\text{จำนวนกรมธรรม์ใหม่ช่วง ก.ย. 2544 - ส.ค. 2545}}{12} = a$$

$$\text{จำนวนกรมธรรม์ที่ออกใหม่เดือน ธ.ค. 2545} = \frac{\text{จำนวนกรมธรรม์ใหม่ช่วง ต.ค. 2544 - ก.ย. 2545}}{12} = b$$

ตารางที่ 9 การวัดอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์ประกันชีวิต สูตร LIMRA 13-month formula



* ตัวเลขที่แสดงในตาราง เป็นค่าที่สมมุติขึ้น

การคำนวณอัตราการคงอยู่แบบ LIMRA 13 -month formula

แบบ 1 อัตราการขาดอายุกรมธรรม์ประจำเดือน (current month lapse rate)

สูตร อัตราการขาดอายุกรมธรรม์ประจำเดือน ... = $\frac{\text{จำนวนกรมธรรม์ที่ขาดอายุในเดือนนั้น}}{\text{จำนวนกรมธรรม์ที่ออกใหม่ประจำเดือนนั้น}}$

เดือนพฤศจิกายน 2545

จำนวนกรมธรรม์ที่ขาดอายุในเดือนพฤศจิกายน = 4

จำนวนกรมธรรม์ที่ออกใหม่ประจำเดือนพฤศจิกายน 2545

$$= \frac{\text{จำนวนกรมธรรม์ที่ออกใหม่ระหว่างเดือนกันยายน 2544 ถึงสิงหาคม 2545}}{12}$$

$$= (2 + 5 + 19 + \ldots + 7 + 7)/12$$

$$= 7.5$$

อัตราการขาดอายุของกรมธรรม์ประจำเดือนพฤศจิกายน 2545 = 4 / 7.5

= 0.533 หรือ ร้อยละ 53.30

แบบ 2 อัตราการขาดอายุกรมธรรม์สิ้นสุดเดือน (year - to - date lapse rate)

สูตร อัตราการขาดอายุกรมธรรม์สิ้นสุดเดือน ...

$$= \frac{\text{จำนวนกรมธรรม์ที่ขาดอายุในเดือนมกราคม ถึงเดือนที่คำนวณ}}{\text{จำนวนกรมธรรม์ที่ออกใหม่ระหว่างเดือนมกราคม ถึงเดือนที่คำนวณ}}$$

เดือนตุลาคม 2546

จากตารางจะคิดจำนวนกรมธรรม์ที่ขาดอายุจากเดือนมกราคม ถึงตุลาคม 2546

$$= (2 + 1 + 2 + \ldots + 2 + 2)$$

$$= 19$$

จำนวนกรมธรรม์ที่ออกใหม่ระหว่างเดือนมกราคม ถึง ตุลาคม 2546

= จำนวนกรมธรรม์เฉลี่ยเดือนมกราคม ถึงตุลาคม 2546

$$= (8.3 + 7.2 + 7.8+ \ldots + 7.8 + 8.4)$$

$$= 77.5$$

อัตราการขาดอายุของกรมธรรม์สิ้นสุดเดือนตุลาคม 2546 = 19 / 77.5

= 0.245 หรือ ร้อยละ 24.50

แบบ 3 อัตราการขาดอายุกรมธรรม์รอบระยะเวลา 1 ปี (past - 12 - month lapse rate)

สูตร อัตราการขาดอายุกรมธรรม์รอบระยะเวลา 1 ปี

$$= \frac{\text{จำนวนกรมธรรม์ที่ขาดอายุสำหรับ 12 เดือนที่ผ่านมา}}{\text{จำนวนกรมธรรม์ที่ออกใหม่สำหรับ 12 เดือนที่ผ่านมา}}$$

เดือนตุลาคม 2546

จำนวนกรมธรรม์ที่ขาดอายุสำหรับ 12 เดือนที่ผ่านมา

= จำนวนกรมธรรม์ที่ขาดอายุของเดือนพฤศจิกายน 2545 ถึงเดือนตุลาคม 2546

= (4 + 3 + 2 + ... + 2 + 2)

= 26

จำนวนกรมธรรม์ที่ออกใหม่ระหว่างเดือนพฤศจิกายน 2545 ถึงตุลาคม 2546

= (7.5+ 8.1 + ... + 7.8 + 8.4)

= 93.1

อัตราการขาดอายุของกรมธรรม์รอบระยะเวลา 1 ปี = 26 / 93.1

(สิ้นสุดเดือนตุลาคม 2546) = 0.279 หรือ ร้อยละ 27.90

ดังนั้น อัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์ = 1 - 0.279

= 0.721 หรือ ร้อยละ 72.10

ตารางที่ 10 สรุปความแตกต่างระหว่างการคำนวณฟังก์ชันการคงอยู่ด้วยวิธีลิมิตผลคูณ และอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์ด้วยวิธี LIMRA 13-month formula

วิธีลิมิตผลคูณ	วิธี LIMRA
1. เป็นการคำนวณฟังก์ชันการคงอยู่ ณ จุดเวลาต่างๆ ที่กรมธรรม์สิ้นผลบังคับลง ฟังก์ชันการคงอยู่ที่ได้จึงมีได้หลายค่าที่แสดงถึงแต่ละจุดเวลาที่กรมธรรม์ขาดอายุลง เช่น ฟังก์ชันการคงอยู่ในช่วงเวลา (t_{i-1}, t_i) เป็นต้น	1. เป็นการคำนวณอัตราการคงอยู่ในช่วงเวลาที่กำหนด จึงมีอัตราการคงอยู่ที่ได้ในช่วงเวลานั้นๆ เพียงค่าเดียว เช่น ก) อัตราการคงอยู่กรมธรรม์ประจำเดือน ... ข) อัตราการคงอยู่กรมธรรม์สิ้นสุดเดือน ... ค) อัตราการคงอยู่กรมธรรม์รอบระยะเวลา 1 ปี
2. จำนวน exposure ในวิธีลิมิตผลคูณ จะหมายถึง จำนวนกรมธรรม์ที่ยังคงมีผลบังคับอยู่ ณ ช่วงเวลาที่ทำการคำนวณฟังก์ชันการคงอยู่ โดยกรมธรรม์ที่ต้องการคำนวณทั้งหมด จะถือว่าเริ่มต้นที่จุดเวลาเดียวกันคือ $t = 0$ เมื่อมีกรมธรรม์สิ้นผลบังคับลง ณ ช่วงเวลาใดนั้น ที่ช่วงเวลานั้นจะมีค่า $p_i =$ จำนวนกรมธรรม์ที่ขาดอายุในช่วงเวลา t_i / จำนวนกรมธรรม์ที่มีผลบังคับอยู่ ณ เวลาเริ่มต้น t_i ดังนั้น ฟังก์ชันการคงอยู่ของกรมธรรม์ในช่วงเวลานั้น $= \prod_{j=1}^{i-1} p_j$ โดย p_i เปรียบเหมือน $p_i = \text{Prob}(T > t_i \mid T > t_{i-1})$	2. ในการคำนวณกรมธรรม์ที่ออกใหม่ในช่วงเวลาที่กำหนด (exposure) จะใช้วิธีการถ่วงน้ำหนัก ซึ่งจะเท่ากับ 1/12 ของจำนวนกรมธรรม์ทั้งหมดที่ออกใหม่ในช่วงเวลา 12 เดือน โดยจะย้อนกลับไป 14 เดือนก่อนจะถึงเดือนที่ทำการคำนวณ เช่น อัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์ประจำเดือน พ.ย. 46 = จำนวนกรมธรรม์ที่ขาดอายุในเดือนพ.ย. 46 / จำนวน exposure ประจำเดือนพ.ย. 46 = จำนวนกรมธรรม์ที่ขาดอายุในเดือนพ.ย. 46 / 1/12 (จำนวนกรมธรรม์ที่ออกใหม่ระหว่างเดือนก.ย. 45 ถึง เดือนส.ค. 46
3. ไม่สามารถทราบว่ากรมธรรม์ที่สิ้นผลบังคับลงนั้นเกิดขึ้นในเดือนใด ทราบแต่ว่ากรมธรรม์ที่สิ้นผลบังคับลงนั้น เกิดขึ้นที่ช่วงเวลาใดบ้าง รวมทั้งสามารถทราบถึงความเสี่ยงที่จะเกิดขึ้นในแต่ละช่วงเวลา	3. สามารถพิจารณาได้ว่ากรมธรรม์ที่ขาดอายุลงนั้นอยู่ในเดือนใด และเป็นการพิจารณาโดยใช้กรมธรรม์ออกใหม่โดยเฉลี่ยต่อเดือน
4. การวิเคราะห์ฟังก์ชันการคงอยู่วิธีนี้ คำนวณได้เฉพาะฟังก์ชันการคงอยู่ของจำนวนกรมธรรม์ประกันชีวิต	4. การวิเคราะห์อัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์ สามารถกระทำได้ 3 แบบคือ 4.1 อัตราการคงอยู่ของจำนวนกรมธรรม์ประกันชีวิต 4.2 อัตราการคงอยู่ของจำนวนเงินเอาประกันภัย 4.3 อัตราการคงอยู่ของจำนวนเบี้ยประกันภัย

ความแตกต่างระหว่างการคำนวณอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์ประกันชีวิตทั้ง 2 วิธี ต่างก็มีข้อดีและข้อเสียที่แตกต่างกันไป การที่จะนำไปใช้พิจารณาอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์ จึงย่อมขึ้นอยู่กับวัตถุประสงค์ที่ต้องการ ถ้าบริษัทสามารถนำข้อมูลกรมธรรม์ประกันชีวิตที่มีอยู่ มาคำนวณอัตราการคงอยู่ได้ตรงตามวัตถุประสงค์ที่ต้องการ ก็จะนำไปสู่การบริหารที่ถูกต้อง และสามารถแก้ไขปัญหาที่เกิดขึ้นได้อย่างถูกทาง นอกจากนี้ บริษัทประกันชีวิตควรมีการคำนวณอัตราการคงอยู่ของกรมธรรม์ ไม่ใช่เฉพาะแต่เพียงปีถึงสองปีแรกเท่านั้น แต่ควรมีการวิเคราะห์ในช่วงระยะยาวและกระทำอย่างต่อเนื่อง สำหรับใช้เป็นข้อมูลเพื่อช่วยในการตัดสินใจ ในการบริหารและแก้ไขการสิ้นผลบังคับลงก่อนกำหนดของกรมธรรม์ประกันชีวิตต่อไปในอนาคต

ประวัติผู้เขียนวิทยานิพนธ์

นางสาววรัญญา เกียรติวิทู เกิดเมื่อวันที่ 18 พฤศจิกายน พ.ศ. 2523 ที่โรงพยาบาลนันอา เขตธนบุรี จังหวัดกรุงเทพมหานคร สำเร็จการศึกษาระดับปริญญาตรีสถิติศาสตรบัณฑิต สาขาการประกันภัย คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย ปีการศึกษา 2543 และในปีการศึกษา 2544 ได้เข้าศึกษาต่อหลักสูตรวิทยาศาตรมหาบัณฑิต สาขาการประกันภัย คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย เคยได้รับทุนสมาคมประกันชีวิตไทยเมื่อปีพ.ศ. 2542-2543 และทุนอุดหนุนการศึกษาเฉพาะค่าเล่าเรียนในระดับบัณฑิตศึกษา จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย เพื่อเฉลิมฉลองในวโรกาสที่พระบาทสมเด็จพระเจ้าอยู่หัวทรงเจริญพระชนมายุครบ 72 พรรษา ปีพ.ศ. 2544-2545