日消外会誌　32（8）：2064～2071，1999年

原　　著

ニューラルネットを用いた胃癌術後患者の新しい予後予測法の試み

岐阜大学医学部第2外科
平岡　敬正　　梅本　敬夫　　国枝　克行
加藤　元久　　熊沢伊和生　　佐治　重豊

1985年から5年間に手術した胃癌411例中，術後10年以上を経過し，予後が判明している261例（Stage I 117例，II 31例，III 62例，IV 51例）を対象に，胃癌取扱い規約上の予後因子別に単変量解析と多変量解析を行い，腫瘍マーカーの術前値と術前・後値の変動から治療効果評価法としての有用性を検討した．次いで，多変量解析結果から，Stage，術1か月目のCEA値とIAP値，術前・後のCEA値変動率差，治癒切除・非治癒切除，転移リンパ節個数を入力変数とし，入力層で9ユニット，中間層で9ユニット，出力層を2ユニットの階層型ニューラルネットワークモデルを作成した．

本モデルを用いた学習効果は，学習用症例130例中94例（72.3%）が正確に応答し，未知症例では131例中90例（68.7%）が正確に応答した．

以上の結果，ニューラルネットを用いた予後予測は，治療効果を含めた予測法として有用である可能性が示唆された．

Key words： neural net work, gastric cancer, postoperative prognosis, clinical statistical analysis

はじめに

胃癌患者の予後予測は，手術所見とその組織学的検索結果を用いた統計学的解析により行われてきた[1)～6)]．すなわち，比例ハザード法を用いた多変量解析により各予後因子に重みをつけ，危険度の高い因子の解析結果から予後予測が試みられている．しかし，総合的根治度[7)]で評価される治療効果は，根治度Aでも数十パーセントが癌再発死亡し，根治度Bの幅が広すぎるなど，予後予測には若干の問題が残されている．対策として，個々の患者の治療効果を含めた予後予測法の開発が望まれるが個人データーを統計学的にいかに反映させ，判読するかに問題がある．従来法でも，stage別生存率から予後予測は可能であるが，同じ病期でも治療法は多彩で，予後に及ぼす影響は無視できない．

そこで，著者らは胃癌取扱い規約[7)]上の予後因子と治療効果としての腫瘍マーカー術前・後の変動値を用いて，Log-rank法による単変量解析とCoxの比例ハザードモデルによる多変量解析を行い，予後に及ぼす影響の寄与度を検討した．次いで，個々の患者の実際的な予後予測法としてパソコン上でC言語[8)]を用いて階層型ニューラルネットワークモデル[9)～13)]を構築した．すなわち，多変量解析の結果から得られた有意予後因子，主観的治療効果としての根治度，客観的治療効果として腫瘍マーカーの術前・後変動値などを学習させて予後判定モデルを作成した．また，予後の判明している症例を用いて本モデルの精度を評価したのでその概要を報告する．

対象と方法

1．対象

1985年から1989年までの間に当科で手術した胃癌411例中，術後5年以上を経過し，予後が判明している261例を用いた．症例の内訳は，Stage I 117例，II 31例，III 62例，IV 51例．性別は男性が166例，女性が95例．年齢は23歳から89歳で，平均59.1±12.4歳であった．なお，腹膜播種，肝転移，漿膜浸潤，リンパ節転移などの程度は表の如くであるが，この分布は全国胃癌登録報告書[14)]に比べ著差はみられなかった．なお，肉眼型で1型が1例，組織型でmucが6例と少なかったが，特殊型はみられなかった（**Table 1**）．

2．比例ハザードモデルを用いた多変量解析の方法

＜1999年3月31日受理＞別刷請求先：平岡　敬正
〒500-8705　岐阜市司町40　岐阜大学医学部第2外科

Table 1 Back ground factors of examined patients who underwent gastrectomy for cancer of the stomach

Factors		Examined patients	Gastrectomized patients
number	(age)	261(59.1 ± 12.4)	411(59.5 ± 12.9)
Sex	male	166	248
	female	95	163
Stage	Ⅰ	117	122
	Ⅱ	31	43
	Ⅲ	62	108
	Ⅳ	51	138
histology	tub 1	58	108
	tub 2	62	123
	por	86	110
	sig	49	61
	others	6	9
gross findings	0	116	132
	1	1	1
	2	35	102
	3	68	107
	4	19	42
	others	22	27
lymph node meta.	N0	136	177
	N1	49	70
	N2	45	73
	N3	13	26
	N4	0	49
serosal inv.	S0	132	182
	S1	25	32
	S2	65	110
	S3	39	86
peritoneal inv	(－/＋)	231/30	323/69
liver meta	(－/＋)	258/3	386/10

meta. ; metastasis, inv. ; invasion

胃癌取扱い規約改訂第11版[7]に従い，予後規定因子として性別，年齢，Stage，手術根治度，リンパ管侵襲度，静脈侵襲度，腫瘍の占居部位，肉眼型，大きさ，組織型，浸潤増殖様式を選択とし腫瘍マーカーの術前値，術後１か月値，および術前・後値の増減程度を解析因子として，apple 社製パーソナルコンピュータ power Macintosh 7100上でアバカスコンセプツ社の統計解析ソフト StatView 4.02J+Survival tool を用い Cox の比例ハザードモデルによる多変量解析を行い，各因子の予後へ及ぼす影響の寄与度を検討した．

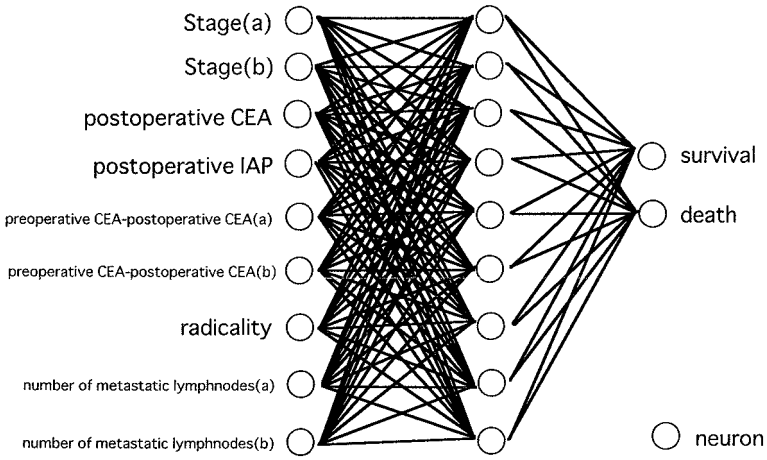
3．ニューラルネットワークモデルの作成法

多変量解析の結果より Stage，術１か月目の CEA 値，術１か月目の IAP 値，術前・後の CEA 値差，治癒切除・非治癒切除，転移リンパ節個数を入力変数と

Table 2 Method of giving variables to the neural network model

Stage	ab	preoperative CEA-postoperative CEA	ab
Stage Ⅰ	00	decrease	00
Stage Ⅱ	01	unchange	01
Stage Ⅲ	10	increase	10
Stage Ⅳ	11		
postoperative CEA		radicality	
normal	0	curative operation	0
abnormal	1	noncurative operation	1
postoperative IAP		number of metastatic lymphnodes	ab
normal	0	0	00
abnormal	1	1～9	01
		over 10	11

Fig. 1　Structure of neural network for survival decision
This model is made of 20 neurons. The input layer is 9, the middle is 9 and the output is 2 neurons.



して選別し，階層型ニューラルネットワークモデルに与え，術後5年生存例に0，死亡例に1の教師信号を与え，back propagation 法[15]により学習させた．さらに学習に用いていない症例の予後判定を同モデルを用いて行い，その精度を評価した．

方法の詳細は，入力変数をStage別，正常・異常別で分類し，二進数（本モデルの入力層は0か1しか受け付けない）でコード化した．また術前・後CEA値の差は，正常の60%以上増減例を増加群，未満例を減少群として扱った．転移リンパ節は転移なしを00群，転移個数が1個から9個までを01群，10個以上を11群とした（**Table 2**）．なお，ニューラルネットの構造は入力に最低9ビット必要なため，入力層にニューロンを9個すなわち9ユニット配列した．中間層は9ユニット1層とし，出力層は2ユニットで構成し，これらを含めて階層型ニューラルネットワークモデルを新たに作成した（**Fig. 1**）．

結　果

1．生存解析の結果

1）手術所見との関連

単変量解析の結果：Stage別ではIを基準値とするとハザード比はIIが3.852, IIIが15.055, IVが46.257と病期の進行と共に漸増し，IIIとIVで有意差（$p<0.001$）がみられた．組織型別ではtub1に比べporが4.064と有意（$p=0.0007$）に高いリスクで，sigは2.454と高くなる傾向（$p=0.0556$）を示した．肉眼型では進行癌は早期癌（O型）に比べ有意（$p<0.001$）に高いリスク比を示した．しかし，性別や年齢別では有意の変化はみられなかった（**Table 3**）．

各予後因子別で，リンパ節転移（N），壁深達度（S），腹膜播種（P），肝転移（H）の各陽性例は陰性例に比べ何れも有意（$p<0.05$）に高いリスク比を示した．また，N因子とS因子は転移，浸潤度が高度になるほど漸増し，とくにN4はN0に比べ70.865と著明な高値を示したが，P3はP2より統計学上ハザード比が低値を示した（**Table 3-b**）．

手術根治度別では，治癒切除群に比べ非治癒切除群は15.224と有意（$p<0.0001$）に高いハザード比を示し，リンパ節転移個数別では，11個以上群は7.53と有意（$p<0.0001$）の高値を示した（**Table 4**）．

多変量解析の結果：共変量として性別，年齢，Stage，手術根治度，リンパ管侵襲度，静脈侵襲度，腫瘍の占居部位，肉眼型，大きさ，組織型，浸潤増殖様式を選択し多変量解析を行うと，Stage別ではIを基準値とするとハザード比はIIが1.182, IIIが2.078, IVが3.223と病期の進行と共に漸増し，IIIとIVで有意差（$p<0.05$）がみられた．手術根治度別では，治癒切除群に比べ相対非治癒切除群が3.027，絶対非治癒切除群が8.175と有意（$p<0.05$）の高値を示し，リンパ管侵襲度（ly）別ではly0に比べly2が4.556, ly3が3.949とly2以上で有意（$p<0.05$）の高値を示した．しかし，他に検索した性別，年齢別，腫瘍の占居部位，肉眼型，組織型，浸潤増殖様式（INF），静脈侵襲（v）には有意の変化はみられなかった（**Table 5**）．

Table 3-a Summary of statistical analysis by the Japanese rule of gastric cancer surgery —Univariate statistical analysis—

Factors		Analized value (mean ± S.E)	p value	exp (hazard index)
sex	female			1
	male	0.014 ± 0.245	0.9538	1.014
age		5.49E − 04	0.9545	1.001
Stage	Ⅰ			1
	Ⅱ	1.349 ± 0.707	0.0565	3.852
	Ⅲ	2.712 ± 0.537	<.0001	15.055
	Ⅳ	3.834 ± 0.528	<.0001	46.257
histology	tub 1			1
	tub 2	0.671 ± 0.463	0.1471	1.957
	por	1.402 ± 0.414	0.0007	4.064
	sig	0.898 ± 0.469	0.0556	2.454
	others	1.713 ± 0.691	0.0131	5.547
gross findings	0			1
	1	4.65 ± 1.133	<.0001	104.552
	2	2.602 ± 0.572	<.0001	13.484
	3	3.076 ± 0.528	<.0001	21.679
	4	3.961 ± 0.562	<.0001	52.524
	others	1.043 ± 0.866	0.2285	2.838

Table 3-b Summary of statistical analysis by the Japanese rule of gastric cancer surgery —Univariate statistical analysis—

Factors		Analized value (mean ± S.E)	p value	exp (hazard index)
lymph node meta.	N0			1
	N1	1.808 ± 0.5	0.0003	6.1
	N2	3.047 ± 0.453	<.0001	21.047
	N3	3.697 ± 0.521	<.0001	40.327
	N4	4.261 ± 0.482	<.0001	70.865
serosal inv.	S0			1
	S1	1.406 ± 0.586	0.0163	4.08
	S2	2.561 ± 0.417	<.0001	12.954
	S3	3.206 ± 0.427	<.0001	24.68
peritoneal meta.	P0			1
	P1	2.241 ± 0.6	0.0002	9.399
	P2	2.799 ± 0.448	<.0001	16.436
	P3	1.896 ± 0.299	<.0001	6.66
liver meta.	H0			1
	H3	2.638 ± 0.613	<.0001	13.987

meta. ; metastasis. inv. ; invasion.

2）腫瘍マーカー術前値と術後値との関連

血清 CEA, IAP, CA19-9, AFP 値は術前全例検索したが，術後も経時的に測定したのは前二者のみであった．そこで，CEA と IAP につき術前値と術後値を正常値と異常値のカテゴリーに分け解析した．その結果，単変量解析でハザード比は術前，術後とも CEA および IAP の異常値が有意（p<0.0001）の高値を示し，術前後値と変化を共変量とした多変量解析で術前値は CEA および IAP とも有意の関連はみられなかったが，術後は CEA が7.388, IAP が4.711とともに有意（p=0.0025と p<0.0001）に高いハザード比を示した（**Table 6**）．

Table 4 Summary of statistical analysis by the operative radicality and number of metastatic lymphnodes—Univariate statistical analysis—

	Analized value (mean ± S.E)	p value	exp (hazard index)
operative radicality			
curative			1
noncurative	2.72 ± 0.315	<0.0001	15.224
number of metastatic lymph nodes			
negative (0)			1
1 ～ 10 nodes	1.20 ± 0.557	<0.05	2.78
11 nodes ～	2.020 ± 0.568	<0.0001	7.53

Table 5 Summary of multivariate statistical analysis by the Japanese rule of gastric cancer surgery

		Analized value (mean ± S.E)	p. value	exp (hazard index)
sex	female			1
	male	− 0.105 ± 0.307	0.7320	0.9
age		− 0.008349 ± 0.012	0.4955	0.992
Stage	Ⅰ			1
	Ⅱ	0.167 ± 0.926	0.1870	1.182
	Ⅲ	0.731 ± 0.918	0.0356	2.078
	Ⅳ	1.17 ± 0.93	0.0284	3.223
radicality	absolute curative			1
	relative curative	0.679 ± 0.467	0.1461	1.971
	relative noncurative	1.107 ± 0.564	0.0495	3.027
	absolute noncurative	2.101 ± 0.453	<.0001	8.175
ly	0			1
	1	0.914 ± 0.577	.1133	2.494
	2	1.516 ± 0.611	.0131	4.556
	3	1.373 ± 0.563	.0148	3.949

There was no significant difference among location, graoss findings, diameters of tumor, histology, INF and v factor.

3）腫瘍マーカー術前・後値の差の検討

術前・後値の差を正常値の60%以上変化したかどうかで増加，減少，不変の3カテゴリーに分類すると，単変量解析ではCEA減少群，増加群とも有意（p=0.0012とp<0.001）の高値を示したが，多変量解析ではCEA増加群のみがハザード比で8.259と有意（p=0.0001）の高値を示した（**Table 7**）．しかし，IAP値では有意の関連はみられなかった．

2．ニューラルネットワークを用いた検討

1）入力変数，学習法の選択

上記検索結果から入力変数としてStage，術1か月後のCEA値，術1か月後のIAP値，術前CEA値−術後CEA値，治癒切除か否か，転移リンパ節個数の6因子を入力変数として選択し，これらをback propagation法にて学習させた．

2）学習効果と精度の確認

コード化した各症例の情報を誤差が十分に小さくなるまで教師信号を繰り返し学習させ，学習用症例130例について判定を行った．その結果，Stage I 56例（97%）II 8例（50%），III 17例（55%）IV 13例（52%）で130例中94例，72.3%が正確に応答した．さらに本モデルを用い，未知の症例について術後5年目の生死を予測させた結果，Stage I 58例（98%）II 8例（53%）III 14例（45%）IV 10例（40%）131例中90例が実際の予後と一致し，68.7%の正確率がえられた．

考　察

胃癌の予後予測には，単変量解析が多く用いられてきたが，最近は多変量解析による報告が増加している．

Table 6　Comparison on statistical index of pre-and post-operative value of CEA and IAP for the prognostic factor of the gastric cancer patient

tumor maker		Univariate statistical analysis			Multivariate statistical analysis		
		analized value (mean ± S.E)	p value	exp (hazard index)	analized value (mean ± S.E)	p. value	exp (hazard index)
preoperative							
CEA	normal value			1			1
	higher value	1.346 ± 0.265	＜.0001	3.842	−0.643 ± 0.582	0.2694	0.526
IAP	normal value			1			1
	higher value	0.906 ± 0.236	0.0001	2.475	9.797E−3 ± 0.3	0.9739	1.01
postoperative							
CEA	normal value			1			1
	higher value	2.042 ± 0.265	＜.0001	7.704	2 ± 0.663	0.0025	7.388
IAP	normal value			1			1
	higher value	1.556 ± 0.238	＜.0001	4.739	1.550 ± 0.302	＜.0001	4.711

*multivariate analysis parameters　1）preoprative CEA, postoperative CEA, preoperative CEA-postoperative CEA
2）preoprative IAP, postoperative IAP, preoperative IAP-postoperative IAP

Table 7　Comparison on significant statistical index of the difference on pre-and post-CEA value for the prognostic factor of the gastric cancer patient.

	Univariate statistical analysis			Multivariated statistical analysis*		
	analized value (mean ± S.E)	p value	exp (hazard index)	analized value (mean ± S.E)	p value	exp (hazard index)
preoperative CEA-postoperative CEA						
unchanged			1			1
decreased	1.519 ± 0.468	0.0012	4.567	0.477 ± 0.591	0.4202	1.611
increased	3.431 ± 0.407	＜.0001	30.91	2.111 ± 0.544	0.0001	8.259

*multivariate analysis parameters　1）preoprative CEA, postoperative CEA, preoperative CEA-postoperative CEA

また，重回帰法を用いた検討や Cox の比例ハザードモデルを用いた解析が増加しているが，その解析結果には施設により若干の差がみられる．一方，生存時間分析の記述法として生存関数，ハザード関数，累積ハザード関数の３種が用いられている．それらは数学的には等価なものとされるがデータ解析上はハザード関数による推定は確率的な誤差の影響を受けやすく，生存関数に比べ相対的に不安定であると考えられている[16]．

今回検索対象に用いた261例の検討では，単変量解析で，Stage，組織型，肉眼型，リンパ節転移度，壁深達度，腹膜播種，肝転移が予後規定因子として有意に高いハザード比を示したが，性別，年齢には差はみられなかった．また，手術根治度では治癒切除群に比べ非治癒切除群が，リンパ節転移個数で10個以上群は未満群に比べ何れも有意に高いハザード比を示した．一方，多変量解析では Stage 別でハザード比は病期の進行とともに漸増し，手術根治度別とリンパ管侵襲度別で有意の高値を示したが，性別，年齢，腫瘍の占居部位，肉眼型，組織型，間質量，静脈侵襲度には有意の変化はみられなかった．

中島ら[3]は癌研究会付属病院外科で過去48年間に11,222例の胃癌症例を経験し，単一施設での10,000例の集計として統計解析した．その中で生存曲線と漿膜浸潤度，リンパ節転移程度，腹膜播種程度，肝転移程度，肉眼的 Stage，組織学的 stage との間に良好な関連を認めている．また，丸山[17]らをはじめ多くのがん専門病院での多数例の集計から，臨床病理学的特徴や予後因子に関する詳細な解析が進み，患者の個性に合った術式の選択と予後の予測が可能と報告している．何れの報告とも現状の予後因子別ではほぼ同様の重みが報告されている．

予後におよぼす治療効果の評価法として，手術根治度が用いられているがほかに適当な予後因子を開発した報告はない．そこで著者らは腫瘍マーカーの術前・

後値が治療効果を客観的に評価可能と考え，その有用性を検討した．その結果，単変量解析でハザード比は術前，術後のCEA, IAP値との間に有意の関連がみられた．また，術前・後値の差についてカテゴリー化すると単変量解析ではCEA減少群と増加群とも有意の高値を示し，多変量解析では増加群のみが有意の高値を示した．そこで，治療効果による予後因子として術1か月後のCEA値，術1か月後のIAP値，術前CEA値－術後CEA値を用い，これらに生存（0）か死亡（1）かの教師信号を与え，ニューラルネットワークモデル上で学習させれば，個々の患者に対する5年後の生死を正確に判定できると考えモデルの作成を試みたわけである．ニューラルネットワークとはニューロコンピュータとも呼ばれコンピュータ上にハードウエア的，あるいはソフトウエア的に神経細胞組織を模した構造を作成し擬似的に神経活動を行わせることによって従来のノイマン型コンピュータが苦手とする線形分離し難い情報処理を行うことを目的で開発され，発展してきた方法である[12]．いまだ未開発部分が多いが一般的には株価[18]や天気予報[19]，の予想，文字，音声を認識するパターン認識[9]などに応用されている．本法は多元的な情報から一元的な結果を導くのに優れているので各種臨床病理学的因子に関する情報から，予後という単一結果を求める処理系として有用と考え今回採用したわけである．

まず，入力変数として上記単変量および多変量解析から，Stage，術1か月後CEA値，術1か月後のIAP値，術前CEA値－CEA値差，治癒切除か否か，転移リンパ節個数の6因子を選択した．なお，リンパ節転移程度，漿膜浸潤度，腹膜播種，肝転移などは有意な予後因子であるが，Stageで代表可能と考え入力変数から省略した．病理組織学的予後因子をStageで代表させた理由は，病期進行に伴いリスク比が有意に漸増し予後規定因子として優れていた点と，入力層ニューロン数の節約を目的としたためである．すなわち，病期規定因子であるN因子（N0からN4までの5群，3ビット），S因子（S0からS3までの4群，2ビット），P因子，H因存をおのおの転移の有無で表現するとしても1ビットずつで最低7ビット以上必要になるが，これらを集約してStageで代表させた．これにより，必要ビット数増加にともなう演算時間の延長と，Stageのみの表現による情報不足をバランスシートで検討し，欠点より利点が勝ると考えたわけである．CEA前後値の差で60%以上，以下を用いたのは，単純に増加，減少，不変と分けると測定誤差程度でも増加群あるいは減少群となってしまうため一定の割合以上変化したものを分けることが必要となる．そこで変化の程度を正常値の10%変化した増合など10%きざみで各々ハザード比を求めもっともハザードの激しく変化する割合が60%であったために用いた．リンパ節個数についても，まずこの因子に関しては2bitにおさえることを考え4群に分類することとした．n（－）のほかを3群に分割する際，マーカーと同様に1個きざみでハザードの変化を見て決定した．

その結果，学習用症例130例を用いた学習効果は94例，72.3%で正確な応答が得られ未知症例についての術後5年後の生死予測で131例中90例，68.7%が実際の予後と一致していた．この結果は，いまだ満足すべき正診率ではないがヒト癌では背景因子や予後因子が同じでも生存例と死亡例が存在すること，Stage II, III, IVの進行癌症例では同一パターンでも予後が異なる症例が多いこと，などのため正答率が低下したと推察されるが，学習効果は比較的良好であった．

ところでニューラルネットワーク本来の機能として重要でない情報は結合定数が小さくなり結果に反映しないため入力データの種類をあらかじめ選択する必要が無いとの考えもあるが，現状では演算速度などの問題から巨大なモデルを作成することは実用性に乏しく著者らはあらかじめ予後因子を限定選別する目的で多変量解析による因子の選別を行った．しかし，ニューラルネットワークの構造，入力層ニューロン数，教師信号の表現法，データの学習方法，などで改良の余地が多いと思われるので，これらが解決されれば個々の患者の予後予測法として極めて有用な処理法になると期待される．

文　献

1）中里博昭：多変量解析からみた胃癌の予後要因．Karkinos **6**：503―514, 1993

2）板東隆文，豊島　宏，磯山　徹：Coxの比例hazard modelによる胃癌の予後因子の検討．日消外会誌　**26**：2567―2571, 1991

3）中島總聰, 太田惠一郎, 石原　省ほか：生存に及ぼす胃癌予後要因の多変量解析．癌と化療　**21**：1768―1774, 1994

4）藤野啓一：胃癌におけるリンパ節転移個数および腫瘍最深層浸潤径の予後因子としての意義に関する研究．埼玉医大誌　**22**：163―174, 1995

5）西田哲朗, 有馬純孝, 二見喜太郎ほか：多変量解析を用いた胃低分化型腺癌の臨床病理学的検討―Coxの比例ハザードモデルを用いて．福岡大医紀

18：229―240, 1991
6）Ichikura T, Fujino K, Ikawa H et al：Proposal of a risk score for recurrence in patients with curatively resected gastric cancer. Surg Today **23**：759―764, 1993
7）胃癌研究会編：胃癌取扱い規約. 改訂第11版, 金原出版，東京，1985
8）Brian KW：The C programming language. Second Edition. Bell Telephone Laboratories Incorporated, 1988, 1978, p343
9）桐谷　滋，ニューロネットグループ：入門と実習ニューロコンピュータ．技術評論社，東京，1989, p318
10）安居院猛, 長橋　宏, 高橋裕樹：ニューラルプログラム．昭晃堂，東京，1993, p202
11）中野　馨，知能システム研究会：Cでつくる脳の情報システム．近代科学社，東京，1995, p259
12）中野　馨, 阪口　豊, 森田昌彦ほか：ニューロコンピュータの基礎．コロナ社，東京，1990, p247
13）上坂吉則：ニューロコンピューティングの数学的基礎．近代科学社，東京，1998, p241
14）胃がん研究会編：全国胃がん登録調査報告　第52号．胃癌研究会三輪胃癌登録研究所，東京，1998
15）Rumerhart DE, Hinton GE, Williams RJ：Leaning representations by back-prpagating errors. Nature **323**：533―536, 1986
16）大橋靖雄, 浜田知久馬：生存時間解析 SAS による生物統計．東京大学出版会，東京，1995, p18―24
17）丸山圭一：がん患者の全国登録による臨床医用情報の分析と処理システムに関する研究．厚生省がん研報：17―20, 1988
18）Kimoto T：Stock marketprediction system with modular neural networks, IEEE Int Joint Conference on Neural Networks **1**：1―6, 1990
19）馬場則夫, 小島史男, 小澤誠一：ニューラルネットの基礎と応用．共立出版，東京，1994, p204

A Study of Predicting the New Prognostic Evaluation of Gastrectomized Patients with Cancer of the Stomach Using a Neural Network Model

Takamasa Hiraoka, Takao Umemoto, Katuyuki Kunieda,
Motohisa Kato, Iwao Kumazawa and Shigetoyo Saji
Second Department of Surgery, Gifu University School of Medicine

The prognosis of 261 gastrectomized pasients（Stage I：117, II：31, III：62, IV：51）out of 411 gastric cancer pasients for 5 years starting from 1985 were statistically analyzed according to the prognostic factors of Japanese classification of gastric carcinoma and serum levels of pre-and postoperative tumor markers, by uni-and multivariated methods. From the above results, the personal prognosis was predicated using a neural network. This network was constructed with 9 neurons for the input layer information such as Stage, serum CEA and IAP levels at one month after operation, the difference of pre-and post-operative CEA value, curative and non-curative resection, number of metastatic lymph nodes, 9 neurons for the middle layer and 2 neurons for the output layer. After learning this neural network by the back propagation method, 94 out of 130 pasients（72.3%）satisfactorily gave the correct answer. Also, using the learned neural network, the prognosis of 90 out of 131 unknown patients（68.7%）was predicted correctly. In terms of the treatment effects, the neural network model may be useful for predicting the new personal prognosis of gastrectomized pasients.

Reprint requests：Takamasa Hiraoka　Second Department of Surgery, Gifu University School of Medicine
40 Tsukasa, Gifu, 500-8705 JAPAN