MODEL MULTINOMIAL LOGIT DAN APLIKASINYA DALAM ANALISA PROSES ADOPSI VARIETAS PADI

Erwidodo*)

Abstract

A Multinomial or multivariate logit model is, unlike logit model, rarely used for analyzing adoption processes of new agricultural technology in Indonesia. This model is more flexible in terms of its capability to accomodate a multiple-choice decision making process faced by farmer. This article attempts to present a multinomial logit model and its application in assessing a varietal adoption process in rice farming. The discusion focuses on result interpretation, not policy implications due to the fact that the data used in this analysis is relatively outdated. The result shows that price of paddy (gabah) received by farmer, price of fertilizer, labor wages, and total area planted are important determinant for varietal adoption processes. Implementing any policies which tends to favor consumers will, therefore, discourage the adoption of new varieties, which in the long run against the government's effort of maintaining rice-self sufficiency.

Abstrak

Model multinomial atau multivariate logit, tidak seperti model logit, masih jarang diterapkan dalam menganalisa proses adopsi teknologi usahatani di Indonesia. Model ini lebih fleksibel karena dapat mengakomodasikan berbagai pilihan yang dihadapi oleh pengambilan keputusan, tidak terbatas hanya dua pilihan sebagaimana dalam model logit. Tulisan ini bertujuan untuk mengetengahkan model multinomial logit dan penerapannya dalam menganalisa proses adopsi varietas padi. Penekanan diberikan pada interpretasi hasil analisa, bukan implikasi kebijaksanaan, mengingat data yang dipergunakan relatif kedaluarsa. Dari hasil analisa empiris adopsi varietas unggul padi di wilayah DAS Cimanuk, diketahui bahwa harga keluaran dan masukan sangat menentukan peluang diterapkannya varietas unggul. Harga gabah yang diterima petani, harga pupuk, upah tenaga kerja dan luas lahan garapan sangat menentukan peluang pilihan varietas yang ditanam petani. Kebijaksanaan harga gabah yang terlalu condong kepada kepentingan konsumen, akan menghambat proses adopsi varietas baru yang pada akhirnya menghambat upaya mempertahankan swasembada beras.

PENDAHULUAN

Tujuan tulisan ini adalah mengetengahkan model multinomial logit dan penerapannya dalam menganalisa proses adopsi varietas unggul padi. Yang utama ingin ditonjolkan adalah interpretasi hasil analisa, bukan implikasi kebijaksanaan, mengingat data yang dipergunakan relatif sudah kadaluarsa. Meskipun demikian, beberapa implikasi kebijaksaan dari hasil analisa masih akan dikemukakan.

^{*)} Staf peneliti pada Pusat Penelitian Sosial Ekonomi Pertanian, Bogor.

Model ekonometrik yang umum digunakan untuk analisa proses adopsi teknologi pertanian adalah model logit dan probit. Yang pertama lebih sering dipergunakan karena kemudahan dalam pendugaan parameter, meskipun alasan ini sudah tidak lagi relevan sehubungan dengan berkembangnya teknologi komputasi. Penerapan model logit dalam proses adopsi varietas baru, diantaranya dilakukan oleh Gunawan (1988), sementara model probit diterapkan oleh Hutabarat (1985).

Model logit atau probit dapat digunakan jika pengambil keputusan (petani) hanya menghadapi dua pilihan, misalnya antara bibit unggul dan lokal. Jika pilihan yang dihadapi lebih dari dua, misalnya berbagai varietas unggul dan varietas lokal, maka model multinomial logit atau multinomial probit harus dipilih. Dalam tulisan ini akan dipergunakan model multinomial logit untuk menjelaskan faktor-faktor yang mempengaruhi petani dalam memilih varietas padi yang ditanam. Karena keterbatasan data, pilihan yang dihadapi petani hanya dikelompokan menjadi: (1) menanam varietas lokal (LV), (2) menanam varietas unggul (HYV), dan (3) menanam kombinasi varietas lokal dan unggul (MV).

MODEL MULTINOMINAL LOGIT

Model multinomial logit didasarkan atas asumsi bahwa komponen galat (error) mempunyai sebaran yang identik dan independen dengan fungsi densitas weibull. Secara terperinci penurunan model ini disajikan dalam Fomby et al. (1984), Judge et al. (1985). Dalam uraian berikut ini disajikan secara singkat formulasi dan pendugaan parameter dari model ini.

Misalkan terdapat N pilihan, dengan peluang masing-masing $P_1, P_2 \dots P_N$. Pilihan yang dihadapi oleh individu ke-i dapat dinyatakan sebagai $Y_i' = (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iN})$, dimana $y_{ij} = 1$ jika alternatif ke-j terpilih dan sama dengan nol untuk lainnya. Model fungsi multinomial logit dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\ln \left(P_{ii} / P_{ii} \right) = X_i' \beta_i \tag{1}$$

dimana $i = 1, 2, \ldots$ T dan $j = 2, 3, \ldots$ N, X adalah vektor peubah penjelas $(1 \times k)$, dan β_j adalah vektor parameter $(k \times 1)$. Persamaan (1) yang berjumlah (N-1) ditambah dengan persyaratan bahwa total peluang semua pilihan bagi setiap individu adalah satu, maka dapat diperoleh nilai peluang yang unik untuk setiap pilihan, sebagai berikut:

$$P_{ii} = \frac{1}{1 + \sum_{j} \exp(X_i' \hat{\boldsymbol{\beta}}_j)}$$
 (2)

$$P_{ij} = \frac{\exp(X_i'\beta_j)}{1 + \sum_i \exp(X_i'\beta_i)}$$
(3)

Parameter (β) dapat diduga dengan metoda pendugaan parameter Maximum Likelihood (ML), dengan cara mensubstitusikan persamaan (2) dan (3) kedalam persamaan likelihood berikut:

$$L = \prod_{i=1}^{n} P_{ii}^{yii} P_{i2}^{yi2} \dots P_{iN}^{yiN}$$

$$= \prod_{i=1}^{n} \left\{ \left[\frac{1}{1 + \sum_{j=2}^{n} \exp(X_{i}' \beta_{j})} \right]^{y_{ij}} \prod_{j=2}^{n} \left[\frac{\exp(X_{i}' \beta_{j})}{1 + \sum_{j=2}^{n} \exp(X_{i}' \beta_{j})} \right]^{y_{ij}} \right\}$$

$$= \prod_{i=1}^{n} \left\{ \left[\frac{1}{1 + \sum_{j=2}^{n} \exp(X_{i}' \beta_{j})} \right]^{n} \prod_{i=1}^{n} \left[\prod_{j=2}^{n} \exp(X_{i}' \beta_{j})^{y_{ij}} \right] \right]$$

$$= \prod_{i=1}^{n} \left[\frac{1}{1 + \sum_{j=2}^{n} \exp(X_{i}' \beta_{j})} \right]^{n} \prod_{i=1}^{n} \exp(X_{i}' \beta_{j})^{y_{ij}} \dots (4)$$

Bentuk logaritma dari fungsi diatas adalah:

$$\ln L = \sum_{i=1}^{\Sigma} - \ln \left(1 + \sum_{j=2}^{\Sigma} \exp(X_i' \beta_j) \right) + \sum_{i=1}^{\Sigma} \sum_{j=2}^{\Sigma} (y_{ij} X_i' \beta_j)$$

$$= \sum_{i=1}^{\Sigma} \left[\sum_{j=2}^{\Sigma} y_{ij} X_i' \beta_j - \ln \left(1 + \sum_{j=2}^{\Sigma} \exp(X_i' \beta_j) \right) \right] \dots (5)$$

Fungsi likelihood diatas dan persamaan dari kondisi keharusan (first order condition) merupakan bentuk fungsi non-linear terhadap parameter β , yang dapat dipecahkan secara numerik. Fungsi InL merupakan bentuk fungsi strickly concave terhadap β , sehingga setiap bentuk optimisasi non-linear, misalnya teknik Newton-Raphson, akan memberikan hasil yang unik (konvergen) pada setiap titik dimana syarat keharusan dipenuhi (Schmidt dan Strauss, 1975; Fomby et al., 1985). Teknik pemecahan numerik Newton-Raphson memerlukan beberapa turunan berikut:

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta_j} = \sum_{i=1}^{\Sigma} \left[y_{ij} - \frac{\exp(X_i' \beta_j)}{1 + \sum_{j=2}^{\Sigma} \exp(X_i' \beta_j)} \right] X_i, j=2, 3... N$$
 (6)

$$\frac{\partial^{2} \ln L}{\partial \beta_{i} \partial \beta_{h}} = Ijh = \sum_{i=1}^{\Sigma} \left[\frac{\exp(X_{i}' \beta_{j}) \exp(X_{i_{1}} \beta_{h})}{\left[1 + \sum_{j=2}^{\Sigma} \exp(X_{i_{1}}' \beta_{j})^{2}\right]} X_{i} X_{i}' \right]$$

$$= \sum_{i=1}^{\Sigma} P_{ij} P_{ih} X_{i} X_{i}' \qquad \text{untuk } j \neq h$$
(7)

dan

$$\frac{\partial^{2} \ln L}{\partial \beta_{j} \partial \beta_{j}} = I_{jj} = -\sum_{i=1}^{\infty} \left[\frac{\exp(X_{i}' \beta_{j})}{1 + \sum_{j=2}^{\infty} \exp(X_{i}' \beta_{j})} \left\{ \frac{\exp(X_{i}' \beta_{j})}{1 + \sum_{j=2}^{\infty} \exp(X_{i}' \beta_{j})} \right\}^{2} \right] X_{i}X_{i}'$$

$$= -\sum_{i=1}^{\infty} (P_{ij} - P_{ij}^{2}) X_{i}X_{i}'$$
(8)

Jika β * adalah ML-estimator, kondisi umum menyatakan bahwa \sqrt{T} (β * - β) - > N(0, lim_{T->}. T[I(β)]⁻¹), dimana I(β) = -E (∂ 2lnL/ $\partial \beta$ $\partial \beta$ ') adalah matrik informasi. Selanjutnya distribusi dari β * dapat diduga, yakni N (β , I(β)⁻¹). Matrik informasi dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\mathbf{I} = \begin{bmatrix} -\mathbf{I}_{22} & \dots & \mathbf{I}_{2j} \\ -\mathbf{I}_{22} & \dots & \mathbf{I}_{2j} \end{bmatrix}$$

P_{ij} dalam (7) dan (8) dapat diganti dengan nilai dugaannya. Nilai peluang ini biasanya dievaluasi pada nilai tengah dari setiap peubah penjelas.

Model ini juga memberikan kemudahan dalam menurunkan nilai koefisien regresi dari bentuk komparasi peluang antar pilihan (P_{ii}/P_{ik}) :

$$Ln (P_{ij}/P_{ik}) = ln (P_{ij}/P_{il}) - ln (P_{ik}/P_{il})$$

yakni merupakan selisih dari nilai koefisien persamaan yang telah diduga sebelumnya. Keragaman (variance) dari koefisien tersebut juga dapat langsung diturunkan dari matrik keragaman I^{-1} .

Selanjutnya, dari persamaan (2) dan (3) dapat diturunkan nilai respon elastisitas untuk setiap perubahan peubah bebas. Untuk kasus 3 pilihan, formulasi dari respon elastisitas disajikan pada Lampiran 1. Nilai respon elastisitas menyatakan persentase perubahan peluang dari suatu pilihan sebagai akibat dari perubahan satu persen dari peubah bebas.

APLIKASI MODEL DALAM ANALISA ADOPSI VARIETAS PADI

Spesifikasi Model

Dalam kasus ini, sebagaimana disebutkan terdahulu, petani dihadapkan kepada tiga pilihan, yakni:)1) menaman varietas lokal (LV), (2) menaman varietas unggul (HYV), dan (3) menaman varietas campuran lokal dan unggul (MV). Pilihan ini merupakan bentuk simplifikasi dari pilihan varietas padi yang dihadapi petani, karena data setiap jenis varietas tidak tersedia secara lengkap. Jika nama dan karakteristik setiap varietas diketahui secara rinci maka, setiap varietas merupakan satu pilihan tersendiri.

Perilaku petani dalam berusahatani, misalnya dalam pemilihan varietas padi, akan sangat dipengaruhi oleh kondisi individu petani dan kondisi lingkungan produksi baik lingkungan fisik, biologis maupun sosial-ekonomis. Karena keterbatasan data, tidak semua faktor tercakup dalam analisa ini. Dalam kasus ini ada 5 peubah bebas yang diduga penting dalam menjelaskan pilihan petani, yakni (1) harga gabah LV, (2) harga gabah HYV, (3) harga pupuk, (4) upah tenaga kerja, dan (5) luas lahan garapan. Faktor lingkungan fisik dan agroklimat cukup homogen (semua lokasi contoh merupakan lahan berpengairan dalam satu wilayah DAS, yaitu DAS Cimanuk), sehingga dianggap kurang berperan dalam menjelaskan perbedaan perilaku petani dalam pemilihan varietas padi. Lebih lanjut, baik varietas unggul maupun lokal dapat tumbuh diwilayah ini, terbukti sebagian petani telah mengusahakan kedua kelompok varietas ini.

Spesifikasi model (dengan menghilangkan subskrip individu) yang dipakai adalah sebagai berikut:

$$\ln (P_{j}/P_{i}) = \beta_{jo} + \sum_{k} \beta_{jk} X_{k}$$
 (9)

dimana:

P_i = peluang petani memanen LV

 P_j = peluang petani menanam HYV untuk dan MV, masing-masing untuk j=2 dan j=3

 $K = 1, 2, \ldots, 5$, subskrip peubah bebas

 $X_1 = PLV = harga gabah LV (Rp/kg)$

 $X_2 = PHYV = harga gabah HYV (Rp/kg)$

 $X_1 = PF = harga pupuk (Rp/kg)$

 $X_4 = WAGE = upah buruh (Rp/kg)$

 $X_s = HA = luas garapan (Hektar)$

Komparasi pilihan 3 terhadap pilihan 2 (P_3/P_2) dapat diformulasikan sebagai berikut:

$$\ln (P_3/P_2) = (\beta_{30} - \beta_{20}) + \sum_k (\beta_{3k} - \beta_{2k}) X_k$$
 (10)

Dengan diketahuinya nilai β_{2k} dan β_{3k} beserta nilai ragamnya (variance), parameter ($\beta_{30} - \beta_{20}$) dan ($\beta_{3k} - \beta_{2k}$) dapat dihitung.

Data dan Peubah Bebas

Data yang dipergunakan dalam analisa ini adalah data usahatani padi sawah irigasi di 6 desa di wilayah DAS Cimanuk yang dikumpulkan oleh Survei Agro Ekonomi (1976-1982), yang saat ini tersedia di Pusat Penelitian Sosial Ekonomi Pertanian (P/SE). Data yang dianalisa meliputi 6 musim tanam, yakni 3 musim hujan (MH) dan 3 musim kering (MK).

Data harga yang tersedia untuk setiap individu petani hanya terbatas pada harga varietas padi yang ditanam. Misalnya, bagi individu petani yang menanam HYV hanya tersedia harga HYV. Harga LV bagi individu ini diambil dari nilai ratarata harga LV dari pilihan petani lain untuk setiap musim dan setiap desa.

Besaran peubah harga dan upah yang dipergunakan adalah harga nominalnya pada saat pengamatan. Alasan dipergunakan harga nominal (bukan harga riil atau harga terdeflasi) adalah pertimbangan bahwa petani umumnya lebih dipengaruhi oleh besaran harga nominal dalam melakukan pilihan dalam kegiatan usahataninya.

Pendugaan Parameter

Parameter dari model diduga dengan metode maksimum Likelihood (ML) yang dilakukan pada data gabungan 6 musim tanam (Pooled) dengan total observasi N = 1026. Alasan dilakukan penggabungan adalah untuk memperoleh variasi yang cukup besar dari peubah bebas, khususnya peubah harga dan upah. Tentu saja dapat dilakukan metoda ML untuk setiap musim tanam, tetapi diduga kurang baik hasilnya karena kecilnya variasi harga antar individu pada setiap musim. Penggabungan semacam ini didasari atas asumsi bahwa parameter bersifat konstan selama periode pengamatan dan konstan antar individu. Jelas bahwa cara ini tidak secara penuh memanfaatkan kelebihan dari panel data.

Pendugaan parameter dilakukan dengan paket program Time Series Processor (TSP), dan diperoleh hasil optimasi yang konvergen, artinya bahwa dugaan parameter bersifat unik. Selanjutnya nilai elastisitas respon dihitung berdasarkan formula dalam Lampiran 1, dengan mempergunakan nilai tengah dari setiap peubah bebas.

INTERPRETASI KOEFISIEN MULTINOMINAL LOGIT

Nilai dugaan koefisien fungsi logit dan standard deviasinya disajikan dalam Tabel 1. Tanda negatif dari koefisien harga gabah LV menyatakan bahwa peningkatan harga gabah LV menurunkan peluang petani menanam HYV relatif terhadap LV. Kesimpulan ini masuk akal baik secara teoritis maupun intuitif. Masalahnya dari hasil analisa ini adalah koefisien ini tidak nyata secara statistik, artinya bahwa harga LV bukanlah peubah penentu pilihan varietas padi yang ditanam. Hal ini bisa dijelaskan karena pemilihan varietas LV sering lebih didasarkan atas pertimbangan non ekonomis, misalnya pertimbangan selera, dimana rasa LV biasanya lebih enak dibandingkan HYV.

Koefisien dari data harga gabah HYV bertanda positif dan sangat nyata secara statistik ($\alpha = 0.01$), artinya bahwa peningkatan harga gabah HYV akan meningkatkan peluang petani memilih HYV dibandingkan LV. Kesimpulan ini sesuai dengan yang diharapkan dalam menjelaskan perilaku petani. Implikasinya adalah bahwa kalau adopsi HYV merupakan salah satu alat dalam mencapai tujuan peningkatan produksi, maka insentif harga perlu diciptakan untuk mendorong petani menerapkan HYV.

Tabel 1. Dugaan koefisien fungsi multinomial logit: adopsi varietas padi di DAS Cimanuk.

	Peubah tak bebas			
Peubah Bebas	1n (P ₂ /P ₁)	1n (P ₃ /P ₁)	1n (P ₃ /P ₂)	
Konstanta	0.5964	-5.8011***	-6.3975***	
	(0.8913)	(1.8158)	(2.142)	
PLV	-0.0018	0.0056	0.0074	
	(0.0061)	(0.0120)	(0.0181)	
PHYV	0.0376***	0.0041	-0.0335	
	(0.0100)	(0.0193)	(0.0292)	
PF	-0.0366**	0.0220	0.0586	
	(0.0136)	(0.0270)	(0.0405)	
WAGE	-0.0094*	0.00003	0.0094	
	(0.0051)	(0.0094)	(0.0145)	
HA	1.0265***	1.1712***	0.1447	
	(0.1728)	(0.2317)	(0.3558)	

Angka dalam (..) adalah standard deviasi

^{***} Nyata pada $\alpha = 0.01$

^{**} Nyata pada $\alpha = 0.05$

^{*} Nyata pada $\alpha = 0.10$

Harga pupuk mempunyai koefisien negatif dan nyata secara statistik ($\alpha = 0.05$). Hal ini menyatakan bahwa kenaikan harga pupuk akan menurunkan peluang petani menanam HYV relatif terhadap LV. Kesimpulan ini konsisten dengan kenyataan bahwa HYV memang dikenal lebih responsif terhadap penggunaan pupuk kimia; sehingga kenaikan harga pupuk akan memaksa petani untuk mengurangi jumlah pupuk yang dibeli, dan pada gilirannya memaksa petani untuk memilih varietas yang tidak terlalu responsif terhadap penggunaan pupuk.

Luas lahan garapan berpengaruh sangat nyata dan bertanda positip terhadap perilaku petani dalam pemilihan varietas, artinya bahwa semakin luas lahan garapan semakin besar peluang petani untuk menanam HYV relatif terhadap LV. Kesimpulan ini konsisten dengan pendapat bahwa petani berlahan luas (kaya) umumnya lebih responsif terhadap teknologi baru. Kesimpulan yang sama juga dibuat oleh Gunawan (1988) yang menerapkan fungsi logit.

Nilai koefisien pada kolom 2 dan 3 (Tabel 1) merupakan nilai koefisien regresi $\ln(P_3/P_1)$ dan $\ln(P_3/P_2)$ untuk masing-masing peubah bebas. Dari Tabel 1 ini terlihat bahwa diantara koefisien regresi $\ln(P_3/P_1)$ hanya konstanta dan peubah luas lahan yang mempunyai koefisien yang nyata secara statistik, sementara untuk regresi $\ln(P_3/P_2)$ tidak ada satupun koefisien yang nyata secara statistik. Dari hasil analisa ini dapat disimpulkan bahwa menanam varietas campuran (MV) rupanya merupakan bentuk kompromi, sebelum memutuskan untuk menerapkan sepenuhnya HYV atau tidak menerapkan sama sekali HYV. Penanaman varietas campuran juga dapat dipandang sebagai bentuk strategi petani dalam upaya memperkecil resiko. Petani berlahan luas mempunyai peluang yang lebih besar untuk menerapkan strategi ini.

DUGAAN NILAI TENGAH PELUANG SETIAP PILIHAN

Dengan menggunakan persamaan (2) dan (3) untuk nilai tengah peubah bebas dapat dihitung peluang setiap pilihan, sebagaimana disajikan pada Tabel 2. Dengan mengeluarkan nilai-nilai koefisien yang tidak nyata secara statistik, peluang petani menanam LV, HYV dan MF masing-masing 0.5287, 0.4697 dan 0.0016. Nilai-nilai ini agak berbeda jika dibandingkan dengan nilai peluang yang dihitung dari frekuensi contoh yakni 0.6657, 0.2865 dan 0.0478.

Tabel	2.	Nilai	peluang	pilihan	varietas	nadi.

Varietas	Dihitung dari		
	Frequensi contoh	Multinominal logi	
LV	0.6657	0.5287	
НΥV	0.2865	0.4697	
MV	0.0478	0.0016	

ELASTISITAS RESPON PILIHAN

Nilai dugaan elastisitas respon untuk setiap pilihan disajikan pada Tabel 3. Interpretasi parameter ini jauh lebih mudah dan sederhana dibandingkan interpretasi parameter dalam Table 1, meskipun konsisten satu dengan lainnya. Misalnya, peningkatan satu persen dari harga HYV (ceteris paribus) akan menurunkan peluang petani menanam LV dan MV sebesar masing-masing 5.19 persen dan 1.45 persen, tetapi sebaliknya meningkatkan peluang petani untuk menanam HYV sebesar 1.64 persen.

Tahel	3	Flacticitae	respon	fungsi	multinomial	logit
1 abei	э.	Elastisitas	respon	Tungsi	пшиноппа	10git

Peubah Bebas	P ₁	P ₂	P ₃
PLV	0.0000	0.0000	0.0000
PHYV	-5.1958	1.6395	-1.4523
PF	4.8686	-1.5363	1.3608
WAGE	1.2704	-0.4009	0.3551
HA	-0.7474	0.2341	0.2966

Satu persen peningkatan harga pupuk akan meningkatkan peluang petani memilih LV dan MV sebesar 4.87 persen dan 1.36 persen, tetapi sebaliknya menurunkan peluang petani memilih HYV sebesar 1.54 persen. Selanjutnya, satu persen peningkatan upah tenaga kerja akan menyebabkan 1.27 persen dan 0.36 persen peningkatan peluang petani menanam LV dan MV, tetapi menurunkan peluang petani menanam HYV sebesar 0.4 persen. Jika terjadi peningkatan luas lahan garapan satu persen, peluang terpilihnya HYV dan MV meningkat masing-masing dengan 0.23 persen dan 0.30 persen, sementara peluang terpilihnya LV menurun 0.75 persen.

Implikasi hasil analisa ini adalah bahwa tersedianya insentif merupakan keharusan untuk proses adopsi suatu teknologi baru. Insentif ini dapat berupa tersedianya harga yang layak dari luaran dan masukan. Kesimpulan ini terutama sangat relevan pada kondisi perekonomian dimana pemerintah berperan aktif dalam pengendalian harga masukan dan luaran. Kebijaksanaan harga padi/beras yang terlalu condong kepada kepentingan konsumen dengan berbagai alasan, justru akan sangat menghambat proses adopsi teknologi baru yang diperkenalkan, yang pada gilirannya menghambat upaya peningkatan produksi padi/beras nasional.

Tentu saja masih banyak faktor non ekonomis yang diduga justru sangat menentukan pilihan petani terhadap varietas padi yang ditanam. Besarnya peluang serangan hama/penyakit, misalnya wereng (brown planthopper), memaksa petani untuk memilih varietas yang tahan terhadap hama ini, disamping pertimbangan lain tersebut diatas. Bahkan pada saat pengamatan dilakukan, tidak jarang pilihan

petani untuk menanam varietas tertentu diambil karena terpaksa sehubungan dengan diterapkannya upaya pengendalian hama terpadu (yang mengharuskan petani menanam varietas tertentu yang tahan hama), terlepas keinginan individu petani. Tersedianya data-data non ekonomi seperti ini, akan sangat membantu memahami proses pengambilan keputusan yang dilakukan petani dalam pemilihan varietas tertentu atau keputusan lain dalam usahataninya.

KESIMPULAN DAN SARAN

Model multinomial atau multivariate logit lebih fleksibel dalam menganalisa faktor-faktor yang mempengaruhi petani dalam menentukan pilihan dari berbagai alternatif yang dihadapinya. Model logit, yang lebih sering digunakan, hanya terbatas pada kondisi dimana petani menghadapi dua pilihan. Analisa adopsi varietas seperti yang dikemukakan dalam tulisan ini merupakan ilustrasi penggunaan model multinomial logit. Hasil analisa dapat lebih bermanfaat dalam perumusan kebijaksanaan jika tersedia data yang lebih baru dan terinci pilihan varietas yang mungkin dipergunakan petani.

Dari hasil analisa, dapat disimpulkan bahwa tersedianya insentif bagi produsen merupakan keharusan dalam proses adopsi teknologi baru. Insentif ini terutama berupa tersedianya harga yang layak dari luaran dan masukan usahatani. Kesimpulan ini terutama relevan dalam kondisi dimana pemerintah berperan aktif dalam pengendalian harga luaran dan masukan usahatani, seperti misalnya pengendalian harga gabah dan pupuk. Kebijaksanaan harga gabah atau beras yang terlalu memprioritaskan kepentingan konsumen diduga akan menghambat proses adopsi varietas unggul, yang pada akhirnya justru menghambat upaya untuk mempertahankan swasembada beras.

DAFTAR PUSTAKA

- Erwidodo, 1990. Panel Data Analysis on Farm-level Efficiency, Input Demand and Output Supply of Rice Farmer in West Java, Indonesia. Unpublished Ph.D thesis; Michigan state University, USA.
- Fomby, T.B., R.C. Hill and S.R. Johnson, 1984. Advanced Econometric Methods. Springer-Verlag, New York, USA.
- Gunawan, M. 1988. Adoption and Bias of New Agricultural Innovation in Jawa Barat, Indonesia. Unpublished Ph.D thesis. Univ. of Minnesota, USA.
- Hutabarat, B. 1985. An Assessment of Farm-Level Input Demand and Production Under Risk on Rice Farmer in Cimanuk River Basin, Jawa Barat, Indonesia. Unpublished Ph.D thesis, IOWA State Univ., USA.
- Judge, G.E., R.C. Hill, W.E. Griffiths, H. Lutkepohl, and T-C Lee. 1985. The Theory and Practice of Econometrics. 2nd-edition. John Wily and Sons, New York, USA.
- Schmidt, P. and R.P. Strauss (1975). The Prediction of Occupation Using Multiple Logit Models. International Economic Review: Vol 16, No. 2 p.471-486.

Lampiran 1. Penurunan elastisitas respon dari model multinomial logit (Erwidodo, 1990)

Dengan membuang subskrip individu (i), peluang setiap pilihan, sebagaimana tertera pada persamaan 2 dan 3, dapat dituliskan sebagai berikut:

$$P_{1} = \frac{1}{1 + \sum_{j} \exp(\mathbf{X} \ \beta_{j})}$$

$$P_{i} = \frac{\exp(\mathbf{X} \ \beta_{i})}{1 + \sum_{j} \exp(\mathbf{X} \ \beta_{j})}$$

Misalnya subskrip 1 menyatakan LV, i dan j = 2, 3 masing-masing menyatakan HYV dan MV. Untuk simplifikasi, misalkan $\exp(X \beta_j) = Zj$ dan 1 + $\sum_j \exp(X \beta_j) = Y$. Turunan partial dari P_i terhadap peubah bebas adalah sebagai berikut:

$$\partial P_j / \partial X_k = \frac{\beta_{jk} Z_j Y - (B_{jk} Z_j + \beta_{ik} Z_i) Z_j}{Y^2}$$

lewat pemecahan aljabar diperoleh:

$$\partial P_i / \partial X_k = (B_{ik} P_i - B_{ik} P_i P_i - B_{ik} P_i P_i)$$

Dengan cara yang sama diperoleh turunan partial P₁ terhadap peubah bebas sebagai berikut:

$$\partial P_{1} / \partial X_{k} = -\frac{B_{2k}Z_{2}}{Y^{2}} - \frac{B_{3k}Z_{3}}{Y^{2}}$$
$$= -\beta_{2k} (P_{2}/P_{1}) - \beta_{3k} (P_{3}/P_{1})$$

Elastisitas respon diperoleh dengan perhitungan berikut:

$$\begin{split} E_{1k} &= (\partial_{P_1} / \partial X_k) (X_k / P_1) \\ E_{2k} &= (\partial_{P_2} / \partial X_k) (X_k / P_2) \\ E_{3k} &= (\partial_{P_3} / \partial X_k) (X_k / P_3) \end{split}$$

Dievaluasi pada nilai tengah P dan X_k.