

**PENYERTAAN TENAGA KERJA WANITA BERKAHWIN DAN PILIHAN  
JENIS JAGAAN ANAK  
(MARRIED WOMEN IN WORKFORCE AND CHOICE OF CHILDCARE)**

*NOREHAN ABDULLAH, RAHMAH ISMAIL, ZULRIDAH MOHD NOOR & FARIZA AHMAD*

*ABSTRAK*

Kajian ini menyediakan satu kefahaman tentang penentu penyertaan tenaga kerja wanita berkahwin di Malaysia dan isu berkaitan jagaan anak. Menggunakan data bancian yang dibuat kepada isi rumah di negeri Selangor dan Kedah yang dipilih secara rawak berstrata dua peringkat dan kelompok, kajian ini menggunakan model probit untuk meninjau penentu kebarangkalian bekerja wanita berkahwin dan model multinomial logit (MNL) untuk mengenalpasti penentu pemilihan jenis jagaan anak oleh wanita berkahwin yang mempunyai anak yang berumur enam tahun dan ke bawah. Konsisten dengan kajian lepas, hasil analisis probit mendapati bahawa kadar upah dan bilangan anak yang berumur 18 tahun dan ke atas memberi kesan positif yang signifikan terhadap kebarangkalian bekerja, sementara pendapatan suami dan bilangan anak berumur 0-6 tahun memberi kesan negatif yang signifikan. Hasil analisis MNL menunjukkan bahawa jagaan oleh ahli keluarga masih merupakan pilihan jagaan yang paling digemari selain jagaan sendiri. Bagi ibu bekerja yang berpendidikan tinggi, kebarangkaliannya memilih jenis jagaan formal adalah lebih tinggi dan pilihan ini kekal walaupun kos jagaan anak meningkat. Kos jagaan anak didapati mempunyai kesan yang positif dan signifikan bukan sahaja terhadap penyertaan tenaga kerja wanita berkahwin tetapi juga kebarangkalian memilih jenis jagaan anak formal.

*Kata kunci* : kebarangkalian bekerja; model probit; kos jagaan anak; MNL.

*ABSTRACT*

This study provides an understanding on the determinant of married women in joining workforce in Malaysia and the issues related to childcare. This study utilises the survey data collected randomly at two level strata and clustered on households in Selangor and Kedah. This study employs the probit model in observing the probability of married women working; and the multinomial logit model in identifying the choice of childcare by married women with child aged six and below. Consistent with past researches, the probit analysis result indicates that the wage rate and number of children ages eighteen and above do have significant positive effect on the probability of working; while spouse income and number of children ages 0-6 years old do have significant negative effect. The MNL analysis result shows that children mind by family members is the most popular choice besides the option of minding their own children. For working mothers with high education qualification, the probability of choosing a formal childcare is higher despite higher childcare cost. Childcare cost is found to have positive and significant effect not only in joining workforce for married women, but also the probability in choosing the type of formal childcare.

*Keywords*: working probability, probit model, childcare cost, MNL

## 1. Pengenalan

Berdasarkan Banci Penduduk Tahun 2000, kira-kira 48.9 peratus daripada jumlah penduduk adalah wanita, iaitu sejumlah 11.4 juta. Sebanyak 48 peratus wanita berada dalam kumpulan umur bekerja iaitu dalam lingkungan umur 15-64 tahun, namun hanya satu pertiga adalah terdiri dari tenaga buruh. Pada tahun 2002, sebagai contoh, kadar penyertaan tenaga buruh wanita hanya berjumlah 46.7 peratus berbanding kadar penyertaan kaum lelaki sebanyak 81.5 peratus (Laporan Penyiasatan Buruh, 2003). Jelas sekali bahawa sumbangan tenaga kerja wanita Malaysia masih rendah berbanding kaum lelaki. Oleh kerana peranan wanita penting dalam membangunkan ekonomi negara, maka kajian seumpama ini adalah penting untuk menggalakkan penyertaan wanita dalam guna tenaga.

Wanita yang berpendidikan tinggi dijangka lebih cenderung untuk bekerja di pasaran buruh. Pada tahun 2000, dilaporkan bahawa sejumlah 55.5 peratus daripada jumlah siswazah adalah siswazah wanita. Pada November 2001 sahaja, Bancian Tenaga Buruh telah menganggarkan bahawa daripada jumlah 368,400 bilangan penganggur di Malaysia, iaitu mewakili 3.7 peratus dari jumlah tenaga kerja, bilangan siswazah yang menganggur mencecah 40.4 peratus. Bilangan penganggur wanita didapati seramai 24.7 ribu atau 61.2 peratus dan ia melebihi penganggur lelaki yang hanya berjumlah 15.7 ribu atau 38.8 peratus. Isu penganggur siswazah wanita yang melebihi penganggur siswazah lelaki mungkin boleh dijelaskan oleh tingginya peratus bilangan pelajar wanita yang mendaftar di universiti pada setiap kemasukan, iaitu menghampiri 60 peratus berbanding 40 peratus pelajar lelaki. Menurut perangkaan enrolmen di universiti kerajaan sahaja pada tahun 2005, terdapat 61.2 peratus wanita daripada jumlah enrolmen. Mengambil maklum tentang tingginya peratus populasi wanita dalam golongan lulusan siswazah, bilangan enrolmen di universiti kerajaan, dan juga dalam golongan siswazah yang menganggur, negara akan mengalami kerugian jika mereka memilih untuk tidak menyertai pasaran buruh atau lebih tepat, menjadi *non-participants* dalam pasaran buruh. Sekiranya sebab utama masalah ini adalah berkaitan dengan isu *dual-role* yang dinyatakan sebelum ini, maka akan terdapat lebih ramai wanita berpendidikan terpaksa menjadi suri rumah sepenuh masa. Sehubungan itu, mengetahui dengan jelas penentu utama yang mendorong wanita berkahwin untuk bekerja tentunya akan dapat menyumbang kepada pertambahan tenaga kerja wanita.

Menurut Laporan Ekonomi, kadar penyertaan wanita semakin meningkat walaupun pada kadar yang rendah berbanding kaum lelaki. Perangkaan merekodkan bahawa hampir 60 peratus daripada sejumlah 3,656.8 ribu bilangan tenaga kerja wanita ini adalah wanita yang berkahwin (Perangkaan Tenaga Buruh, 2006). Ini menunjukkan bahawa bilangan wanita berkahwin, mempunyai anak kecil dan bekerja adalah ramai dan dijangka semakin meningkat. Persoalannya adalah bagaimana penglibatan kaum wanita dalam tenaga kerja dapat ditingkatkan, khususnya yang berkahwin. Dengan itu, kajian ini ingin mengenalpasti faktor penentu utama yang mempengaruhi keputusan wanita Malaysia yang berkahwin untuk menyertai pasaran buruh.

Bagi wanita yang mempunyai anak kecil, aspek jagaan anak mewakili sebahagian besar kos guna tenaga dan mungkin juga sebab yang menjelaskan kadar penyertaan tenaga buruh wanita ini yang rendah dalam pasaran buruh. Secara teorinya, pemilihan jenis jagaan anak dipengaruhi oleh kos jagaan anak. Secara umumnya, pilihan jenis jagaan anak di Malaysia boleh dikategorikan kepada menghantar anak ke pusat jagaan anak formal, meminta bantuan ahli keluarga, pengambilan pengasuh/orang gaji, menghantar kepada rumah jiran/pengasuh. Pemilihan ini bergantung kepada beberapa faktor ekonomi seperti kadar upah ibu, kos jagaan anak, pendapatan isi rumah, bilangan dan umur anak. Sehubungan dengan itu, kajian ini ingin menganalisis permintaan keluarga terhadap perkhidmatan jagaan anak bagi mengenalpasti

pemilihan jenis jagaan anak dan seterusnya cuba menghuraikan hubungan faktor jagaan anak (kos dan jenis) dengan penyertaan dan penawaran buruh wanita berkahwin di Malaysia.

Pandangan kerajaan tentang peranan wanita semakin jelas apabila *Dasar 30 Peratus Wanita di Peringkat Pembuat Keputusan* diwartakan pada 4 Ogos 2004. Ini bermakna kerajaan menjamin bahawa tiada diskriminasi dalam arus pembangunan negara dan perwakilan wanita di peringkat membuat keputusan dapat ditingkatkan. Apabila wanita boleh melibatkan diri dengan lebih aktif, masalah penjagaan anak muncul sebagai isu sosial yang penting. Sehubungan itu, bagi menggalakkan penglibatan wanita dalam pasaran buruh terutama wanita berkahwin, kerajaan telah menggubal dasar berkaitan penyediaan pusat jagaan anak dan pemberian subsidi yuran jagaan anak untuk menangani isu pekerja wanita. Namun begitu, saranan dan komitmen kedua-dua pihak kerajaan dan swasta, dilihat kurang berkesan. Oleh itu, kajian ini berminat untuk meninjau keperluan bantuan sebenar berkaitan isu berkaitan jagaan anak dan seterusnya mencadangkan langkah-langkah yang sesuai dan bertepatan.

Memahami dengan jelas faktor pendorong dan mengenalpasti masalah sebenar yang berperanan menghalang penyertaan wanita berkahwin menyertai tenaga kerja bukan sahaja penting kepada pembangunan ekonomi bagi membantu memenuhi keperluan pasaran tenaga kerja negara, khususnya kekosongan yang besar bagi jawatan di peringkat rendah, tetapi juga menyumbang kepada peningkatan taraf hidup wanita dan isi rumahnya sendiri.

Dari sudut isu berkaitan jagaan anak, maklumat tentang sejauhmana kos jagaan yang mempengaruhi kadar penyertaan wanita berkahwin adalah penting. Para ibu yang ingin bekerja sentiasa ingin mengurangkan perbelanjaan kos jagaan anak. Dalam hal ini, jagaan oleh ahli keluarga dijangka lebih digemari berbanding jagaan anak formal, namun sejauh manakah kesediaan jagaan anak tidak formal dapat disediakan? Wanita berkahwin yang tinggal di kawasan bandar dan berada jauh dari keluarga atau kejiranan sebaliknya, mungkin terpaksa memilih jagaan formal berbayar. Oleh kerana jenis perkhidmatan jagaan anak mempengaruhi kos jagaan anak, maka dengan mengetahui maklumat tentang pemilihan jenis perkhidmatan jagaan anak yang sesuai dengan kemampuan, keperluan, dan cita rasa, maka penyertaan wanita berkahwin dan mempunyai anak kecil dalam tenaga kerja dapat ditingkatkan.

Pengenalpastian faktor-faktor penentu penyertaan tenaga kerja wanita berkahwin di Malaysia dan penentu pemilihan jagaan anak beserta pengukurannya dapat membantu pihak kerajaan dalam mengenalpasti bantuan sebenar yang diperlukan oleh wanita berkahwin. Sehubungan itu, kerajaan dapat merangka dan menggubal dasar yang sesuai dan berkesan untuk meningkatkan kadar penyertaan tenaga kerja wanita. Penarikan lebih ramai wanita berkahwin ke dalam guna tenaga bermakna kebergantungan negara kepada buruh asing dapat dikurangkan. Ini akan membantu kepada penjimatan pertukaran asing dan mengurangkan masalah jenayah berkaitan buruh asing yang semakin bertambah hari ini.

Kajian ini dibahagikan kepada enam bahagian iaitu bahagian pertama sebagai pengenalan kajian. Ulasan karya lepas dibincangkan dalam bahagian kedua. Bahagian ketiga menjelaskan data yang digunakan dan metodologi iaitu model yang diguna pakai dan rasional pemilihannya. Bahagian keempat mengulas tentang dapatan penganggaran dan interpretasi model. Ini diikuti oleh perbincangan tentang rumusan dan implikasi dasar dan diakhiri dengan kesimpulan.

## 2. Ulasan Karya

Dalam teori penawaran buruh yang merujuk kepada kesan pendapatan dan kesan penggantian oleh kesan daripada perubahan kadar upah, permintaan untuk masa rehat dilihat sebagai

sebahagian daripada penggunaan barangan. Berasaskan model Becker, berbeza daripada kaum lelaki yang hanya perlu memilih antara masa kerja dan masa rehat, wanita menghadapi model pilihan tiga-cara dalam membuat keputusan pasaran buruh. Pilihannya adalah terdiri daripada masa lapang, kerja dengan upah, dan kerja tanpa upah di rumah (Mc Connell et. al., 1999).

Terdapat perbezaan dalam penentu penyertaan tenaga kerja wanita berkahwin dan wanita bujang. Keputusan untuk menyertai pasaran buruh bagi wanita bujang lebih dipengaruhi oleh faktor permintaan dan penawaran, manakala wanita berkahwin lebih dipengaruhi oleh faktor penawaran sahaja (Anderson & Dimon, 1999). Ini bermakna, jika seorang wanita bujang itu mempunyai kelayakan dan di pasaran buruh wujud peluang pekerjaan, beliau akan memutuskan untuk bekerja. Namun, bagi wanita berkahwin, walau wujud permintaan di pasaran buruh, tetapi keputusan untuk bekerja lebih dipengaruhi oleh faktor dari sudut penawaran seperti pendapatan suami, dan bilangan dan umur anak, serta kos jagaan anak.

Di Malaysia, kajian Mazumdar (1981) tentang pasaran tenaga kerja wanita pada tahun 1975 telah memperlihatkan kadar penyertaan tenaga kerja wanita bujang adalah lebih tinggi berbanding wanita berkahwin, dan kadar guna tenaga wanita berkahwin meningkat dengan kadar upah. Dalam menganalisis faktor penentu penawaran buruh wanita dan tingkat pendapatan mereka dalam kajian kes projek Amanah Ikhtiar Malaysia, Rahmah Ismail & Chamhuri Siwar (2000) mendapati tingkat umur paling penting mempengaruhi jumlah jam bekerja wanita, bukan faktor anak. Dapatan kajian Rahmah Ismail & Fatimah Said (1999) melalui data yang dikutip khas untuk melihat alokasi masa isi rumah, mendapati bahawa tiada hubungan yang signifikan antara tahap pendidikan isteri dengan pengeluaran isi rumah. Penentu utama sumbangan masa wanita dalam pengeluaran isi rumah ialah bilangan anak di bawah 20 tahun (kesan positif). Semakin ramai anak dalam kumpulan umur ini, semakin tinggi jumlah masa pengeluaran isi rumah dan semakin kurang masa kerja wanita di pasaran buruh. Ini menunjukkan bahawa kerja rumah masih merupakan tanggungjawab utama wanita tidak kira mereka bekerja atau tidak. Namun, sikap suami terhadap peranan wanita bekerja berubah bila para suami lebih berpendidikan. Kajian oleh Shahina Amin (2003) tentang kesan dasar kerajaan terhadap penyertaan tenaga kerja wanita berkahwin mendapati bahawa pelancaran dasar-dasar ekonomi negara tidak memberi kesan yang signifikan terhadap keputusan penyertaan tenaga kerja wanita. Ini adalah kerana keputusan untuk menyertai tenaga kerja bergantung kepada pilihan dan cita rasa, nilai sosial, dan budaya wanita itu sendiri.

Bagi wanita yang berkahwin, tiga faktor khusus yang dikenalpasti mempengaruhi penyertaan mereka dalam tenaga kerja adalah pendapatan suami, kadar upah dan bilangan anak (Mincer, 1962). Impak pendapatan suami adalah berhubungan negatif dengan penyertaan tenaga kerja isteri kerana pendapatan isi rumah yang mencukupi mengurangkan keperluan isteri keluar bekerja untuk mendapat upah. Sebaliknya, kadar upah di pasaran yang cukup tinggi adalah faktor penarik kepada penglibatan wanita dalam pasaran buruh. Di Malaysia, kajian oleh Aminah Ahmad (1999) mendapati bahawa wanita perlu diberi latihan dan pendedahan kepada bidang pekerjaan di pasaran buruh. Bagi menjamin penyertaan wanita berkahwin, beliau mencadangkan supaya diwujudkan fleksibiliti jam kerja; kemudahan pusat jagaan anak di tempat kerja; dan kawalan terhadap kos perkhidmatan jagaan anak. Secara empirikal, banyak kajian telah dibuat dalam penyertaan tenaga kerja dan isu tentang jagaan anak.

Kajian awal oleh Heckman (1974) menganalisis jagaan anak dan penawaran buruh wanita yang berkahwin. Oleh kerana tiada maklumat langsung tentang kos jagaan anak, Heckman menggunakan spesifikasi probit untuk memodel keputusan ibubapa mengguna

kemudahan jagaan anak formal. Pemboleh ubah laten dalam probit mewakili harga jagaan anak formal relatif kepada jenis jagaan anak alternatif. Stolzenberg & Waite (1984) pula telah mengkaji kesan kesediaan jagaan anak terhadap penyertaan tenaga kerja wanita berkahwin. Dengan menggunakan data Bancian US 1970, pengkaji menggunakan model probit untuk menganggar kebarangkalian bekerja wanita dan regresi kuasa dua terkecil terwajar (weighted least squares) untuk menganggar kos dan kesediaan jagaan anak. Kesediaan jagaan anak diukur melalui bilangan pekerja jagaan anak bagi setiap peserta tenaga kerja wanita dan bilangan pekerja jagaan anak bagi setiap pekerja wanita potensi. Kos jagaan anak dalam kawasan diukur mengikut upah pekerja jagaan anak yang bekerja di luar rumah kediaman mereka. Hasil kajian mendapati bahawa keputusan untuk bekerja adalah kurang bertindakbalas kepada kehadiran anak kecil di kawasan di mana jagaan anak secara relatifnya adalah tersedia dan pada kos yang lebih rendah.

Berbeza dengan kajian Stolzenberg & Waite (1984), Leibowits, Waite & Wittsberger (1988) mengkaji kesan kesediaan sumber jagaan anak tidak formal terhadap kerjaya wanita yang mempunyai anak berumur lima tahun dan ke bawah. Pengukuran jagaan anak tidak formal yang digunakan termasuklah sama ada wanita tinggal di kawasan yang sama dengan tempat dia dibesarkan, kehadiran orang dewasa (bukan suami) dalam isi rumah, bilangan adik beradik ibu, dan kehadiran suami. Kajian tersebut mendapati bahawa pemboleh ubah tinggal di kawasan di mana seseorang itu dibesarkan meningkatkan kebarangkalian menyertai tenaga kerja di kalangan ibu yang mempunyai anak berumur 0-2 tahun dan 3-5 tahun. Dalam kedua-dua artikel mereka, Blau & Robins (1988 dan 1989) mengkaji hubungan kos jagaan anak di kawasan tempatan dan penawaran buruh wanita. Mereka menghipotesiskan bahawa kos jagaan anak pasaran mempengaruhi keputusan penawaran buruh ibu dan penggunaan jagaan anak. Dapatan kajian ini mendapati bahawa kedua-dua keputusan untuk bekerja dan mengguna kemudahan jagaan anak amat sensitif terhadap kos jagaan anak. Kesan negatif kos jagaan anak terhadap keputusan untuk bekerja dan penggunaan kemudahan jagaan anak adalah signifikan secara statistik.

Apabila jagaan anak telah mula menjadi isu dasar awam di Amerika Syarikat, Veum & Gleason (1991) telah menggunakan data NLSY 1998 dan mendapati bahawa terdapat tiga jenis jagaan anak yang utama, iaitu: oleh ahli keluarga, oleh orang lain, dan oleh pusat jagaan anak. Bentuk jagaan paling biasa adalah jagaan oleh ahli keluarga apabila 2 daripada 5 anak kecil yang ibunya bekerja menerima jenis jagaan ini. Faktor utama yang dikenalpasti menentukan jenis jagaan yang diguna adalah umur anak, pendapatan isi rumah, dan perbelanjaan atas jagaan anak. Connelly (1992) pula melihat secara eksplisit kesan kos jagaan anak terhadap penyertaan tenaga buruh wanita berkahwin. Menggunakan data panel *Survey of Income and Program Participation* (SIPP) tahun 1984, pengkaji menggunakan spesifikasi probit untuk menganggar penyertaan tenaga buruh. Hasil kajian menunjukkan kesan negatif yang signifikan pemboleh ubah kos jagaan anak terhadap penyertaan tenaga kerja wanita.

Menggunakan data SIPP tahun 1985, penganggaran Ribar (1992) merumuskan bahawa kos jagaan anak pasaran mempunyai kesan negatif yang signifikan terhadap penawaran buruh dan jam jagaan anak; dan kesan positif terhadap jam jagaan anak tidak berbayar. Keanjalan penawaran buruh dan penggunaan kemudahan jagaan anak terhadap kos jagaan anak yang dihasilkan adalah cukup tinggi berbanding kajian lain. Paling menarik adalah kajian Kimmel (1993) membandingkan keanjalan harga jagaan secara khusus dengan membuat replikasi kajian Connelly (1992) dan Ribar (1992) dan mendapati keanjalan harga jagaan anak yang diperolehinya adalah lebih besar daripada nilai yang diperolehi oleh Connelly (1992) dan Ribar (1992). Seperti juga kajian lain, dapatan kajian ini menyokong bahawa harga kemudahan jagaan anak memang secara signifikan mempengaruhi gelagat penyertaan tenaga

kerja. Keanjalan harga jagaan ini juga amat dipengaruhi oleh bagaimana pengukuran harga jagaan anak dibuat, dan persamaan serta spesifikasi ekonometrik.

Powell (1998) menyediakan anggaran impak kos jagaan anak dan kadar upah terhadap keputusan penyertaan tenaga kerja dan jam bekerja oleh wanita berkahwin di Kanada. Melalui model ekonometrik yang diguna oleh Connelly (1992), dapatan kajian empirikal ini konsisten dengan jangkaan model, iaitu upah dianggarkan memberi kesan positif yang signifikan terhadap keputusan penyertaan tenaga kerja dan jam bekerja; manakala kos jagaan anak per jam memberi kesan negatif yang signifikan terhadap keputusan penyertaan tenaga kerja dan jam bekerja. Berbeza dengan kajian lain, Anderson & Levine (1999) mengkaji keputusan jagaan anak oleh wanita yang berbeza mengikut tahap kemahiran (yang diukur melalui tahap pendidikan) dan mengukur peranan kos ini dalam mempengaruhi penyertaan tenaga kerja. Menggunakan pendekatan biasa, iaitu model probit dengan pembetulan bias pemilihan, dapatan kajian merumuskan bahawa keanjalan harga jagaan anak pasaran bagi penyertaan tenaga kerja, adalah antara -0.05 hingga -0.38. Keanjalan ini lebih besar bagi wanita yang kurang mahir.

Di antara kajian yang terkini adalah oleh Han & Waldfogel (2001) yang menganalisis kesan kos jagaan anak terhadap penyertaan tenaga kerja ibu berkahwin dan ibu tunggal yang mempunyai anak prasekolah. Kelebihan kajian ini adalah ia merupakan antara kajian yang membandingkan analisis terhadap ibu yang bersuami dan ibu tunggal, dan merupakan kajian pertama yang mengawal kriteria jagaan anak iaitu intensiti regulasi, intensiti pemantauan, dan kesediaan jagaan anak. Menggunakan data tergabung (pooled) dalam *Current Population Survey* 1991-94 dengan mengaplikasi model Anderson & Levine (1999), dapatan kajian merumuskan bahawa kos jagaan anak memberi kesan negatif yang sangat kuat kepada penyertaan tenaga kerja ibu yang mempunyai anak berumur prasekolah. Kesan ini lebih besar bagi ibu tunggal berbanding ibu yang masih bersuami. Mereka kemudiannya melakukan analisis simulasi impak pengurangan kos jagaan anak terhadap guna tenaga wanita. Hasil kajian mendapati bahawa dasar yang mengurangkan kos jagaan anak mampu meningkatkan kadar penyertaan tenaga kerja ibu berkahwin sebanyak 3-14 peratus dan 5-21 peratus bagi ibu tunggal.

Kebanyakan kajian lepas melihat kesan kos jagaan terhadap penyertaan tenaga kerja dan penggunaan kemudahan jagaan anak secara berasingan. Powell (2002) telah menambah bilangan kajian empirikal yang menggabungkan keputusan wanita tentang tenaga kerja dan permintaan jenis jagaan anak. Menggunakan data *Canadian National Child Care Survey* 1988 dan *Labour Market Activity Survey* 1988, pengkaji menganggar kesan harga jagaan anak dan kadar upah terhadap gabungan keputusan bekerja dan jenis jagaan anak (pusat jagaan, pengasuh, keluarga, dan suami) menggunakan model pilihan logit campuran dan logit universal. Hasil menunjukkan bahawa kadar upah memberi impak positif terhadap kebarangkalian memilih mana-mana status pekerjaan dan harga jagaan anak bagi pusat jagaan, pengasuh, dan keluarga mengurangkan kebarangkalian bekerja dan penggunaan setiap jenis jagaan masing-masing.

Terdapat beberapa kajian yang membuktikan kepentingan kesediaan jagaan bagi wanita berkahwin yang bekerja. Kajian oleh Hofferth & Collins (1996) tentang kesediaan jagaan anak dan kestabilan kerja telah mendapati bahawa ibu yang bekerja dengan penyediaan jagaan anak adalah melebihi 10 minit dari rumah adalah lebih cenderung untuk berhenti kerja berbanding mereka yang mempunyai kesediaan jagaan anak yang lebih berhampiran. Manakala, para ibu yang tinggal di kawasan yang terdapat lebih banyak perkhidmatan jagaan anak formal dikaitkan dengan kemungkinan yang rendah untuk ibu bekerja ini berhenti kerja.

Berasaskan dapatan umum tentang hubungan negatif penyertaan tenaga kerja wanita dengan kehadiran anak kecil, Chevalier & Vitaneen (2002) telah membuat kajian yang berbeza. Menggunakan definisi-Granger, kajian ini berfokus kepada isu kausaliti antara penyertaan ibu yang mempunyai anak kecil dan kesediaan jagaan anak. Data FLS (Female Labour Supply) dan SCC (Supply of Child Care) bagi tahun suku pertama 1992 sehingga suku ke empat 1999 di United Kingdom telah digunakan. Hasil kajian telah mendapati bahawa jagaan anak menyebabkan-Granger penyertaan wanita dalam tenaga kerja, tanpa kesan *feedback*. Namun, kekurangan fasiliti jagaan anak mampu menghadkan penyertaan tenaga kerja wanita. Kajian merumuskan bahawa jika pertambahan jumlah tenaga kerja sebahagian besarnya disumbang oleh kenaikan penawaran buruh ibu, maka campurtangan kerajaan dalam pasaran jagaan anak adalah perlu dan penting.

Dalam pemerhatian terhadap situasi anak pra-sekolah dan isi rumah yang mengguna jagaan anak formal di negara Jepun, Oishi (2002) mengkaji kesan yuran jagaan anak formal ini terhadap penyertaan tenaga buruh ibu yang mempunyai anak prasekolah. Data dianalisis menggunakan model probit dengan kos jagaan anak dianggar melalui spesifikasi tobit umum yang diperbaiki bagi pemilihan sampel. Hasil kajian menunjukkan bahawa yuran nurseri atau jagaan anak formal ini memberi kesan negatif yang signifikan terhadap penyertaan tenaga buruh ibu dengan nilai keanjalan  $-0.60$ . Peningkatan subsidi yuran jagaan anak pula dipercayai sangat efektif dalam meningkatkan bilangan ibu dalam guna tenaga, terutama golongan berpendapatan rendah.

Menggunakan data rawak ibu yang mempunyai anak kecil di Guatemala City dan Accra, Quisumbing et. al. (2003) mengkaji sama ada penyediaan jagaan anak mempengaruhi pekerjaan dan perolehan wanita. Hasil mendapati bahawa penyertaan dalam tenaga buruh dan penggunaan jagaan anak formal adalah keputusan yang berkait (*joint decisions*). Di kedua-dua bandar tersebut, faktor demografi, kitaran hidup dan umur anak memainkan peranan utama dalam mempengaruhi keputusan ini. Kekayaan isi rumah mengurangkan peluang ibu untuk keluar bekerja, melalui kesan pendapatan.

Di Malaysia, Lim et. al. (2003) dalam kajian tentang kebarangkalian bekerja wanita berkahwin di negeri Kedah mendapati bahawa faktor bilangan anak yang berumur kurang dari enam tahun mempunyai kesan negatif yang signifikan. Ini bermakna semakin bertambah bilangan anak dalam kumpulan umur ini semakin rendah kebarangkalian wanita berkahwin menyertai tenaga kerja. Pengaruh faktor tahap pendidikan pula adalah tidak signifikan, namun melalui interaksi dengan pengalaman kerja, tahap pendidikan memberi kesan positif yang signifikan ke atas kebarangkalian bekerja.

Menyedari tentang isu bagaimana masalah kos jagaan anak boleh menghalang ibu muda daripada bekerja, Viitanen (2005) telah mengguna model probit bivariat dan hasil kajian mendapati bahawa harga jagaan anak memberi kesan negatif yang signifikan kepada kebarangkalian bekerja dan penggunaan jenis jagaan anak. Melalui ujian simulasi, harga subsidi jagaan anak hanya memberi kesan yang sederhana terhadap kedua penyertaan tenaga buruh dan penggunaan jagaan anak. Sementara itu, Doiron & Kalb (2005) menganggar permintaan jagaan anak di Australia melalui model tobit bivariat bagi membenarkan saling pergantungan (*interdependence*) antara dua jenis jagaan: formal vs. tidak formal dan untuk memodel secara spesifik sebaran luas jam jagaan anak sifar. Dengan menganggar model pasangan dan ibu/bapa tunggal secara berasingan, hasil kajian mendapati peningkatan harga dan kos jagaan anak menyebabkan pengurangan penawaran buruh oleh ibu/bapa tunggal.

Dalam kajian ke atas wanita di negara Romania, Lokshin & Fong (2006) menganggar kesan harga jagaan anak, kadar upah ibu, dan ciri-ciri isi rumah terhadap gelagat ahli keluarga terhadap kemudahan jagaan anak dan tenaga kerja. Menggunakan data bancian oleh Bank

Dunia, mereka mendapati keputusan ibu menyertai tenaga buruh dan pilihan jenis jagaan anak adalah sangat sensitif kepada harga jagaan anak. Selari dengan kajian empirikal lain, kadar upah pasaran memberi kesan positif yang signifikan terhadap kebarangkalian menyertai pasaran buruh dan permintaan jagaan anak pasaran, namun tingkat pendapatan isi rumah hanya memberi kesan yang kecil terhadap kedua keputusan ini.

### 3. Data dan Metodologi

Menggunakan data keratan rentas yang dibuat secara bancian terhadap wanita berkahwin di negeri Selangor dan Kedah, kajian ini mengkaji dua model keputusan utama berkaitan penyertaan tenaga kerja wanita berkahwin dan penjagaan anak. Sumber data primer ini diperolehi dengan menggunakan rekabentuk persampelan rawak berstrata dua peringkat dan kelompok.

#### 3.1. Model Kebarangkalian Bekerja

Spesifikasi model probit yang digunakan dalam penganggaran kebarangkalian bekerja wanita berkahwin dengan spesifikasi regresi ditulis semula seperti berikut:

$$Y_i^* = \beta' x_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

di mana  $\varepsilon$  diandaikan mempunyai min bersamaan sifar. Pemboleh ubah bebas  $x_i$  termasuklah semua pemboleh ubah ekonomi dan sosial yang akan diuji sama ada mempengaruhi keputusan wanita berkahwin untuk menyertai tenaga kerja. Secara amalnya,  $Y^*$  tidak boleh dicerap. Apa sebenarnya yang dicerap adalah pemboleh ubah patung  $Y$  yang didefinisikan sebagai

$$\begin{aligned} Y &= 1 \text{ (menyertai)} && \text{jika } Y^* > 0 \\ Y &= 0 \text{ (tidak menyertai)} && \text{jika sebaliknya} \end{aligned} \quad (2)$$

Daripada persamaan (2) dan (3), didapati bahawa kebarangkalian

$$\Pr(y_i = 1) = \Pr(\varepsilon_i > -\beta' x_i) = 1 - F(-\beta x_i) = F(x_i \beta) \quad (3)$$

di mana  $F$  adalah *cumulative distribution function* bagi  $\varepsilon$ . Model ini dianggarkan dengan menggunakan kaedah penganggaran kebolehjadian maksimum dengan fungsi ML seperti persamaan (4) berikut<sup>1</sup>:

$$L = \sum_{y_i=0} F(-\beta' x_i) \prod [1 - F(-\beta' x_i)] \quad (4)$$

Interpretasi model Probit kebarangkalian bekerja ini adalah merujuk kepada nilai kesan marginal. Imbas kembali persamaan kebarangkalian probit pada persamaan (3), kesan marginal adalah

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_i} = \frac{\partial F(x_i \beta)}{\partial x_k} = \frac{\partial F(x_i \beta)}{\partial x_i \beta} \cdot \frac{\partial x_i \beta}{\partial x_k} = F'(x_i \beta) \beta_k = f(x_i \beta) \beta_k \quad (5)$$

Di sini, sebarang kesan pemboleh ubah  $x_i$  akan dipengaruhi oleh semua nilai pemboleh ubah  $x$  melalui  $f(x_i \beta)$ . Secara spesifik dalam model probit, kita dapati

<sup>1</sup> Maddala (1993), m.s 22 -23



$$\frac{\partial y_i}{\partial x_i} = \frac{\partial \Phi(x_i, \beta)}{\partial x_k} = \Phi(x_i, \beta) \beta_k \quad (6)$$

di mana  $\Phi$  adalah pdf bagi *standard normal cdf*<sup>2</sup>. Dengan itu, kesan marginal kenaikan  $x_k$  menghasilkan perubahan dalam  $y$  sebanyak magnitud  $\Phi(x_i, \beta) \beta_k$ . Ini bermaksud bahawa penganggaran memberi kesan marginal terhadap kebarangkalian<sup>3</sup> Seperti model regresi biasa, kesan marginal adalah linear maka interpretasinya adalah secara langsung, iaitu satu unit kenaikan dalam pemboleh ubah bebas yang dianggar akan meningkatkan (menurunkan) kebarangkalian untuk bekerja.

Bagi melihat kesan setiap faktor pemboleh ubah bebas terhadap kebarangkalian bekerja, interpretasi kebarangkalian teramal (predicted probabilities) juga dibuat. Imbas kembali persamaan kebarangkalian probit  $\Pr(y_i = 1|x_i) = F(x_i, \beta)$ . Bagi menghitung kebarangkalian teramal bahawa  $Y = 1$ , pemboleh ubah bebas  $x$  disetkan pada nilai min masing-masing. Ringkasnya, dengan menghitung nilai  $P_i$ , peratus kebarangkalian wanita berkahwin dengan bercirikan faktor pemboleh ubah bebas tertentu untuk keluar bekerja dapat diperolehi.

### 3.2. Model Pemilihan Jenis Jagaan

Secara ekonometrik, persamaan penggunaan jagaan anak menggunakan spesifikasi multinomial logit adalah seperti berikut:

$$U_{ij} = \beta' x_i + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

dengan  $U$  = utiliti;

$x$  = vektor pemboleh ubah bebas

$j$  = jenis jagaan anak (1, 2, 3 dan 4)

Wanita berkahwin dijangka cuba memaksimumkan utiliti ketika membuat keputusan memilih pilihan  $j$ . Biarkan  $Y$  adalah pemboleh ubah rawak yang mewakili pilihan yang dibuat, dan diandaikan ralat adalah tertabur secara logistik, maka model MNL bagi menganggar pilihan jenis jagaan anak oleh wanita berkahwin yang mempunyai anak dalam kumpulan umur 0-6 tahun diringkaskan seperti berikut:

Kebarangkalian wanita berkahwin  $i$ , memilih jenis jagaan  $j$  adalah

$$P_{ij} = \frac{\exp(\beta' x_{ij})}{\sum_{j=1}^5 \exp(\beta' x_{ij})} \quad (8)$$

di mana senarai pilihan jenis jagaan  $j$  adalah bersamaan 1 jika jagaan anak maternal atau sendiri; 2 jika jagaan anak oleh ahli keluarga; 3 jika jagaan anak oleh jiran/pengasuh dan 4 jika jagaan anak formal-berbayar. Penganggaran kesan pemboleh ubah bebas terhadap kebarangkalian pemilihan ini diperolehi dengan menggunakan kaedah penganggaran kebolehjadian maksimum.

Analisis nisbah *odd* bukan sahaja memberi arah hubungan kesan pemboleh ubah tetapi ia dapat memberi magnitud perubahan. Dalam rumusan odds, nisbah odds diperolehi dengan mengambil antilog yang ditunjukkan sebagai rumusan  $\frac{P_i}{1 - P_i}$ . Jika antilog diambil bagi

<sup>2</sup> Pdf adalah derivatif bagi cdf

<sup>3</sup> Long (1997), m.s 61-79

pekali cerun ke- $j$  (bagi kes lebih dari satu regresor), tolak 1 daripadanya, dan darab dengan 100 peratus, perubahan dalam odds daripada seunit perubahan dalam regresor ke- $j$  akan diperolehi. Keputusan odd memilih jenis jagaan 2 (ahli keluarga) berbanding kategori pilihan asas, iaitu jagaan 1 (sendiri), boleh ditulis sebagai persamaan berikut:

$$\Omega_{21}(Xi) = e^{X_i[\beta_2 - \beta_1]} = e^{X_i\beta_2} \quad (9)$$

Kebarangkalian teramal pula boleh dihitung mengguna persamaan berikut:

$$P(y_i = m) = \frac{e^{x_i\beta_m}}{1 + \sum_{j=1}^J e^{x_i\beta_j}} \quad (10)$$

Dalam analisis kebarangkalian teramal, kesan setiap faktor pemboleh ubah bebas terhadap pilihan jenis jagaan anak dipaparkan melalui jadual kebarangkalian teramal. Dengan menghitung nilai  $P_i$ , peratus kebarangkalian wanita berkahwin dengan faktor pemboleh ubah bebas tertentu dalam memilih jenis jagaan anak tertentu dapat diperolehi.

Oleh kerana tiada maklumat upah bagi wanita yang tidak bekerja dan kos jagaan anak bagi ibu yang menjadi suri rumah sepenuh masa, kajian ini terlebih dahulu akan menganggar upah dan kos jagaan anak Kedua-dua persamaan kadar upah dan harga atau kos jagaan anak persamaan ini dibuat pembedaan bias pemilihan sampel. Spesifikasi model anggaran bagi persamaan upah adalah seperti berikut:

$$\ln W = \alpha' M + v_w \quad (12)$$

dengan  $M$  mewakili vektor penentu yang dicerap dan  $v_w$  mewakili variasi yang tidak boleh dicerap. Vektor  $M$  termasuklah pemboleh ubah umur, tahap pendidikan, kawasan bandar atau luar bandar, pengalaman kerja. Dalam penganggaran ini, teknik yang biasa digunakan untuk membetulkan 'selection bias' penyertaan tenaga buruh dengan memasukkan terma pembedaan jenis-Heckit (inverse Mills ratio) sebagai regresor (Powell, 1997).

Persamaan sokongan kedua yang perlu dianggarkan ialah jumlah kos jagaan anak mengikut jam yang didefinisikan sebagai jumlah kos jagaan semua anak bagi setiap jam kerja oleh siibu. Spesifikasi model anggaran bagi persamaan kos jagaan anak adalah seperti berikut:

$$P_c = \gamma' D + v_p \quad (13)$$

dengan  $D$  mewakili vektor penentu yang dicerap dan  $v_p$  mewakili yang tidak boleh dicerap. Diandaikan bahawa kos jagaan anak berbeza mengikut ciri-ciri keluarga. Bilangan dan umur anak akan mempengaruhi perbelanjaan jagaan anak. Kewujudan ahli keluarga lain dalam isirumah, masa kerja suami yang fleksibel, dan kesediaan pusat jagaan anak turut mempengaruhi kos ini. Dalam kedua-dua persamaan, terma stokastik  $v_w$  dan  $v_p$  diandaikan bertaburan normal dengan min sifar. Teknik pemilihan sampel untuk menganggar persamaan-persamaan ini dihuraikan dengan terperinci dalam Maddala (1983).

#### 4. Penganggaran Model dan Interpretasi

Responden kajian ini merupakan wanita berkahwin yang berada dalam kumpulan umur bekerja, iaitu 15 hingga 64 tahun di kawasan kediaman (taman atau kampung) di dalam negeri Kedah dan Selangor yang dipilih secara persampelan gabungan strata berkelompok. Sebanyak 600 borang kaji selidik kajian telah diedarkan dan dikutip untuk dianalisis. Perbincangan di

dalam bahagian ini terbahagi kepada tiga bahagian iaitu analisis deskriptif, analisis kebarangkalian bekerja dan analisis pemilihan jenis jagaan anak.

#### 4.1. Analisis Deskriptif

Merujuk kepada Jadual 1, didapati bahawa kebanyakan responden tinggal di kawasan bandar sama ada dengan atau tanpa kawasan industri adalah meliputi 58.2 peratus manakala seramai 251 responden tinggal di kawasan luar bandar. Dari segi umur, taburan responden agak sekata dengan peratusan tertinggi adalah responden yang berada dalam kumpulan umur 30-39 tahun, iaitu sebanyak 27.5 peratus atau 165 orang. Min umur responden adalah bersamaan 38.10 tahun.

Dari aspek bangsa dan agama responden kajian, didapati sebanyak 89.3 peratus atau 536 responden adalah berbangsa Melayu. Bilangan responden yang berbangsa Cina dan India adalah masing-masing bersamaan 32 orang (5.3%) dan 27 orang (4.5%). Selebihnya adalah mereka yang berbangsa Thailand atau Serani. Seperti yang dijangkakan, taburan bangsa adalah selaras dengan taburan jenis agama kerana responden yang berbangsa Melayu kebanyakannya adalah beragama Islam, responden Cina beragama Buddha dan responden India beragama Hindu.

Jadual 1: Ciri-ciri Sampel

	<b>Pemboleh ubah</b>	<b>Kekerapan</b>	<b>Peratus</b>
Kawasan Kediaman	Luar Bandar	251	41.8
	Bandar tanpa kawasan industri	235	39.2
	Bandar dengan kawasan industri	114	19.0
Umur (Minimum= 18, Maksimum= 63, Min =38.1)	< 20 tahun	3	0.5
	20 – 29	162	27.0
	30 – 39	165	27.5
	40 – 49	158	26.3
	50 – 59	90	15.0
	60 dan ke atas	22	3.7
Bangsa	Melayu	536	89.3
	Cina	32	5.3
	India	27	4.5
	Lain-lain	5	0.8
Agama	Islam	539	89.8
	Buddha	33	5.5
	Hindu	26	4.3
	Lain-lain	1	0.2
Pencapaian Pendidikan	Tidak Pernah Bersekolah	21	3.5
	Tidak Tamat Sekolah Rendah	43	7.2
	Penilaian Sekolah Rendah (UPSR)	60	10.0
	Tidak Tamat Sek. Menengah Rendah	10	1.7
	Penilaian Menengah Rendah (PMR)	49	8.2
	Tidak Tamat Sekolah Menengah	9	1.5
	Sijil Pelajaran Malaysia (SPM)	229	28.2
	STPM/ Diploma/Matrikulasi	98	16.3

	Universiti/Kolej/ Maktab	81	13.5
Status Perkahwinan	Bersuami	555	92.5
	Balu	24	4.0
	Bercerai/Janda	21	3.5
Status kesihatan	Memuaskan	580	96.7
	Tidak memuaskan	20	3.3
Status Pekerjaan	Tidak bekerja dan tidak aktif mencari pekerjaan	254	42.3)
	Tidak bekerja dan aktif mencari pekerjaan	27	4.5
	Bekerja	319	53.2
Tahap pekerjaan	Majikan	7	2.2
	Pekerja Sendiri	49	15.4
	Pekerja	260	81.5
	Pekerja keluarga	3	0.9

Nota: Jumlah sampel bagi setiap pemboleh ubah adalah  $n = 600$ .

Secara keseluruhannya, semua responden pernah bersekolah di mana mereka yang tidak bersekolah hanya sebanyak 3.5 peratus. Kebanyakan responden (68%) telah berjaya menamatkan sekolah menengah dengan mencapai kelayakan SPM. Di kalangan responden, yang memiliki pencapaian kelulusan tertiar adalah 16.3 peratus dan 13.5 peratus merupakan lulusan universiti. Ini bermakna jumlah responden yang mencapai pendidikan tertiar adalah seramai 179 orang atau 29.8 peratus.

Taburan status perkahwinan responden menunjukkan bahawa seramai 555 orang responden adalah yang masih bersuami iaitu meliputi 92.5 peratus. Selebihnya iaitu seramai 45 orang adalah ibu tunggal sama ada yang berstatus balu (4.0%) atau berstatus janda (3.5%). Dari segi status kesihatan responden, didapati bahawa seramai 580 orang responden (96.7%) berada dalam keadaan kesihatan yang memuaskan.

Responden dikenalpasti berada dalam status bekerja jika pada ketika data dikutip mereka menyumbang tenaga kerja di pasaran buruh atau bekerja sendiri untuk mendapat upah atau pendapatan. Responden yang tidak bekerja pula mungkin sedang aktif mencari pekerjaan atau boleh dikategorikan sebagai golongan penganggur, atau tidak bekerja dan tidak aktif mencari pekerjaan atau tidak mahu menyertai tenaga kerja. Dapatan kajian menunjukkan bahawa seramai 319 responden (53.2%) merupakan mereka yang bekerja, dan seramai 281 responden adalah yang tidak bekerja. Terdapat seramai 254 (46.8%) responden tidak bekerja dan tidak aktif mencari pekerjaan dan 27 responden yang masih mencari pekerjaan. Bagi tujuan analisis seterusnya, status pekerjaan responden hanya akan dibahagikan kepada dua kategori, iaitu yang bekerja dan yang tidak bekerja.

Dalam cubaan mencari punca mengapa wanita berkahwin ini tidak bekerja, kajian telah mengenalpasti sembilan faktor yang berperanan sebagai penghalang atau penyebab mengapa wanita memutuskan untuk menjadi suri rumah sepenuh masa. Merujuk Jadual 2, didapati bahawa seramai 198 orang responden (33%) mengakui bahawa sebab utama menghalang mereka bekerja dan menjadi tidak aktif mencari pekerjaan adalah kerana keperluan menjaga anak dan menguruskan rumah tangga.

Jadual 3 pula menunjukkan maklumat berkaitan anak responden. Didapati seramai 107 orang (40.25) responden menjaga sendiri anak mereka. Dijangkakan bahawa responden ini adalah wanita yang tidak bekerja dan menjadi suri rumah sepenuh masa.

Jadual 2: Sebab Tidak Bekerja dan Tidak Aktif Mencari Pekerjaan

Faktor	Kekerapan (%)
Jaga anak dan rumah tangga	198 (33.0)
Halangan suami	35 (5.8)
Hilang keupayaan	19 (3.2)
Sudah bersara	11 (1.8)
Tiada minat	7 (1.2)
Tiada kelayakan	7 (1.2)
Percaya tiada kerja yang sesuai	2 (0.3)
Sakit/Bersalin/keguguran	2 (0.3)
Jaga ibu bapa	2 (0.3)
Lain-lain	4 (0.9)

Nota: Setiap responden boleh memilih satu atau lebih sebab kenapa tidak bekerja tetapi sedang aktif mencari kerja, maka bilangan kekerapan dan peratusan  $\neq 100$ ;  $n = 254$ .

Jadual 3 menunjukkan bahawa seramai 78 orang (29.3%) menggunakan bantuan jagaan ahli keluarga, 12.8 peratus menggunakan khidmat jagaan anak formal seperti pusat jagaan atau nursery, 12.0 peratus mengguna jagaan secara tidak formal oleh jiran atau pengasuh di rumah orang, manakala hanya seramai 15 orang (5.6%) mengambil orang gaji untuk menjaga anak mereka. Kos purata sebulan bagi setiap anak merujuk kepada jumlah kos yang ditanggung oleh ibu dibahagikan kepada setiap anak yang menerima khidmat jagaan tersebut. Kos ini dijangka amatlah berbeza terutama jika jagaan tersebut adalah tidak formal, tetapi bagi jagaan formal seperti nurseri, kosnya adalah lebih kurang sama mengikut umur anak dan jam jagaan. Didapati seramai 66 orang (11%) responden menanggung kos jagaan purata sebulan setiap anak sebanyak RM101 hingga RM200.

Jadual 3: Maklumat Berkaitan Anak

Pemboleh ubah		Kekerapan	Peratus
Jenis Jagaan	Sendiri	107	40.2
	Ahli keluarga	78	29.3
	Jiran/Pengasuh	32	12.0
	Pusat Jagaan/Nurseri	34	12.8
	Orang gaji	15	5.6
Kos jagaan anak (sebulan)	RM0	498	83.0
	RM1- RM100	12	2.0
	RM101- RM200	66	11.0
	RM201- RM300	21	3.5
	RM300 – atas	3	0.5

#### 4.2. Analisis Kebarangkalian Bekerja

Apabila menggunakan data keratan rentas, heteroskedastisiti memang merupakan suatu masalah dalam penganggaran model. Untuk mengatasi masalah ini, model ini dianggar dengan menggunakan varian konsisten heteroskedastisiti White (*White's heteroscedasticity-consistent variances*) iaitu penganggar *heteroscedasticity-robust*. Seperti yang dinyatakan dalam bab sebelum ini, maklumat upah bagi wanita yang tidak bekerja dan kos jagaan anak bagi ibu yang menjadi suri rumah sepenuh masa telah dianggar terlebih dahulu. Kaedah

pemilihan Heckman telah digunakan untuk menganggar kadar upah teranggar (pdptn1) dan kos jagaan anak teranggar (kja\_bulan1). Dengan menggunakan pendapatan sebenar bagi wanita yang bekerja dan kadar upah teranggar bagi yang tidak bekerja, pemboleh ubah bebas yang mewakili faktor upah ini dinamakan sebagai upah. Pemboleh ubah kosja mengambil nilai kos jagaan anak sebenar bagi wanita yang mengguna dan membayar perkhidmatan jagaan anak mereka dan nilai kos teranggar bagi wanita berkahwin yang tiada maklumat kos jagaan anak. Keputusan penuh penganggaran kedua-dua persamaan sokongan ini adalah seperti pada Lampiran A dan Lampiran B.

Berdasarkan hasil kajian, ujian kebagusan model, iaitu ujian nisbah kebolehdjian (Likelihood Ratio, LR) menunjukkan bahawa hipotesis nul,  $H_0$  (yang mengatakan semua beta adalah bersamaan dengan sifar) ditolak pada aras keertian 1%, dengan kebarangkalian melakukan ralat jenis I berhampiran dengan sifar. Maka bolehlah disimpulkan bahawa model ini memang memuaskan dan ianya sesuai secara statistik apabila *Mc Fadden's LRI (Pseudo R)* bersamaan 0.6488 dengan *log likelihood* bersamaan -145.63028. Keputusan penuh pada Lampiran C.

Jadual 4: Model Probit Penyertaan Tenaga Kerja Wanita Berkahwin

Pemboleh ubah Bebas	Koefisien	Robust Std. Error	P> z	Kesan marginal
-pintasan	-3.9336	1.4436	0.006	
Dselangor	-0.9701***	0.2039	0.000	<b>-0.3626</b>
Bandar	-1.2681***	0.2415	0.000	<b>-0.4502</b>
Umur	0.1422*	0.0747	0.057	<b>0.0551</b>
Umur2	-0.0019*	0.0010	0.059	<b>-0.0007</b>
Dstatus	-0.8818***	0.3393	0.009	<b>-0.2854</b>
Dsihat	0.4577	0.7671	0.551	0.1809
Dasal	0.1087	0.1703	0.523	0.0420
Upah	0.0026***	0.0002	0.000	<b>0.0010</b>
Pdptns	-0.0005***	0.0001	0.000	<b>-0.0002</b>
anak06	-0.4703***	0.0997	0.000	<b>-0.1823</b>
anak712	0.1446	0.1471	0.326	0.0560
anak1317	0.1818	0.1321	0.169	0.0704
anak18	0.3616***	0.1010	0.000	<b>0.1401</b>
Kosja	0.0225***	0.0038	0.000	<b>0.0087</b>
<i>Log pseudo-likelihood</i>				-145.63028
<i>Pseudo R2</i>				0.6488

#### Analisis Koefisien dan Kesan Marginal

Secara umumnya, kebanyakan pemboleh ubah bebas menunjukkan arah hubungan yang selari dengan dapatan kajian lepas dan jangkaan teori penawaran buruh. Hasil kajian ini menunjukkan bahawa pemboleh ubah dami dselangor didapati berhubungan negatif dan signifikan pada aras keertian 1% terhadap kebarangkalian bekerja wanita berkahwin. Seorang wanita berkahwin yang tinggal di negeri kurang maju, kebarangkaliannya untuk bekerja di pasaran buruh adalah lebih tinggi berbanding dengan wanita yang tinggal di negeri Selangor. Ketersediaan peluang pekerjaan dalam sektor tidak formal yang lebih mudah dan banyak serta tidak memerlukan kelayakan akademik yang tinggi di negeri kurang maju berbanding negeri maju mungkin sebab yang terbaik menjelaskan dapatan ini. Dalam kata lain, pekerjaan di

negeri lebih maju walaupun banyak tersedia tetapi ia selalunya melibatkan pekerjaan dalam sektor yang lebih formal dan memerlukan kelayakan serta tingkat kemahiran tertentu.

Seperti yang dijangka, faktor upah memberi kesan positif dan didapati signifikan secara statistik pada aras keertian 1% terhadap kebarangkalian bekerja wanita berkahwin. Berperanan sebagai faktor penarik, semakin tinggi upah, semakin tinggi kebarangkalian wanita berkahwin untuk bekerja di pasaran buruh. Didapati bahawa dengan mengandaikan pemboleh ubah lain pada nilai min masing-masing, 10 peratus kenaikan kadar upah akan menaikkan kebarangkalian bekerja sebanyak 1.03 peratus. Dapatan ini mengesahkan matlamat utama wanita berkahwin keluar bekerja adalah untuk membantu menyumbang kepada pengurangan bebanan kewangan keluarga. Hasil kajian ini adalah selari dengan kebanyakan kajian lepas seperti Powell (1997 & 2004), Michapoulos & Robins (2002), Baum (2002), dan Ribar (1992) yang membuktikan kepentingan faktor penarik ini. Wanita berkahwin yang ditawarkan pekerjaan dengan perolehan pendapatan yang lebih banyak sudah pasti mempunyai kebarangkalian yang tinggi untuk bekerja. Sebaliknya, tawaran upah yang rendah akan mengurangkan kebarangkalian wanita berkahwin untuk bekerja. Umpamanya, apabila pendapatan yang diperolehi daripada bekerja di pasaran buruh hanya cukup-cukup untuk menanggung kos pengangkutan ke tempat kerja atau kos jagaan anak (Aneeta, 1999).

Faktor kadar upah teranggar dalam kajian ini telah menyerap pengaruh tahun pendidikan apabila pemboleh ubah tahun pendidikan telah dijadikan faktor penentu utama kadar upah. Pertambahan bilangan tahun pendidikan bermakna kelulusan yang lebih tinggi diperolehi. Mengikut teori modal manusia, pertambahan bilangan tahun persekolahan meningkatkan tawaran upah wanita berkahwin lalu meningkatkan kebarangkaliannya menyertai pasaran buruh (Borjas, 2000) Dapatan ini juga didapati selari dengan kebanyakan kajian lepas yang utama seperti Mincer (1962), Heckman (1974), dan yang terkini oleh Powell (2002).

Di samping itu, pemboleh ubah dami dstatus didapati signifikan pada aras keertian 1% secara songsang terhadap kebarangkalian bekerja wanita berkahwin. Hasil keputusan kajian tentang kesan faktor berkaitan suami adalah seperti yang dijangkakan apabila pemboleh ubah pendapatan suami (pdptns) mempengaruhi kebarangkalian bekerja wanita secara negatif dan signifikan pada aras keertian 1%. Dengan mengandaikan pemboleh ubah lain pada nilai min masing-masing, merujuk kepada nilai kesan marginal secara puratanya, 10 peratus pertambahan pendapatan suami akan mengurangkan kebarangkalian bekerja isterinya pada 0.2 peratus. Walaupun magnitud kesan ini sangat kecil, namun ia adalah selari dengan jangkaan teori dan dapatan kajian lepas apabila pendapatan suami atau isi rumah mempengaruhi kebarangkalian bekerja wanita secara songsang. Umpamanya kajian oleh Blau & Robins (1991a) dan Leibowitz, Klerman & Waite (1992) membuktikan bahawa pendapatan isi rumah yang mencukupi mengurangkan kebarangkalian wanita berkahwin untuk keluar bekerja di pasaran buruh.

Kehadiran anak yang berumur enam tahun dan ke bawah (anak06) berperanan sebagai faktor penolak kepada keputusan seorang wanita berkahwin untuk menyertai pasaran tenaga kerja. Keputusan kajian ini menyokong teori tersebut apabila pemboleh ubah anak06 mempengaruhi kebarangkalian bekerja wanita berkahwin secara negatif dan signifikan pada aras keertian 1%. Dengan ini, secara puratanya dengan mengandaikan pemboleh ubah bebas lain pada nilai min masing-masing, pertambahan seorang anak dalam kumpulan umur ini akan mengurangkan kebarangkalian bekerja sebanyak 18.23 peratus, iaitu selari dengan dapatan kebanyakan kajian lepas (Stolzenberg & Waite, 1984).

Kebanyakan kajian empirikal lepas mendapati bahawa kehadiran anak berumur 18 tahun dan ke atas secara teorinya mempengaruhi keberangskalian berkerja siibu secara positif. Merujuk kepada kesan nilai marginal, secara puratanya dengan mengandaikan pemboleh ubah

bebas lain pada nilai min masing-masing, penambahan seorang anak dalam kumpulan umur ini meningkatkan kebarangkalian bekerja sebanyak 14 peratus. Kesan pengaruh faktor anak 18 ini menyamai kesan faktor kehadiran ahli dewasa lain dalam rumah. Mempunyai anak remaja dalam rumah bukan sahaja dapat membantu meringankan kerja-kerja rumah, tetapi kehadiran mereka ini dipercayai mampu menggantikan peranan ibu dengan menjaga adik sementara ibu mereka keluar bekerja. Keputusan kajian ini berjaya membuktikan kesan positif pengaruh anak dalam kumpulan umur 18 tahun ke atas ini terhadap kebarangkalian bekerja wanita berkahwin.

Kos jagaan anak diukur dengan mengambil jumlah kos purata sebulan bagi khidmat jagaan anak belum bersekolah atau lebih tepat, yang berada dalam kumpulan umur 6 tahun dan ke bawah sama ada mendapat khidmat pusat jagaan anak, penjagaan oleh jiran atau pun pengasuh. Jangkaan teori dan kajian lepas menyatakan bahawa faktor kos jagaan anak dijangka mempengaruhi kebarangkalian bekerja secara negatif di mana peningkatan kos jagaan anak akan menyebabkan siibu memilih untuk menjaga anak sendiri apabila pendapatan yang bakal diterima hanya cukup sekadar untuk membayar kos jagaan (Aneeta, 1999). Berbeza dengan kajian lepas, keputusan kajian mendapati pemboleh ubah kosja berhubungan secara positif dan signifikan pada aras keertian 1% terhadap kebarangkalian bekerja wanita berkahwin. Dengan mengandaikan pemboleh ubah lain pada nilai min masing-masing, kenaikan RM10 kos jagaan anak sebulan akan meningkatkan kebarangkalian bekerja sebanyak 8.7 peratus. Aspek utama yang boleh menjelaskan hasil dapatan ini adalah kualiti jagaan. Apabila kos jagaan anak yang mahal dikaitkan dengan penjagaan yang lebih berkualiti, fleksibel, boleh dipercayai dan selamat, maka wanita berkahwin akan memutuskan untuk bekerja. Keputusan untuk menyertai tenaga kerja dibuat apabila siibu yakin bahawa anak mereka mendapat penjagaan yang terbaik dan tidak perlu risau tentang keselamatan anak mereka. Fleksibiliti jagaan pula menjadikan wanita berkahwin yang ingin bekerja bersemangat tinggi untuk menyumbang dan memberi komitmen kepada tuntutan pekerjaan yang bakal dijawati nanti.

#### *Analisis Kebarangkalian Teramal*

Dalam kajian ini, analisis kebarangkalian teramal dibuat kepada semua pemboleh ubah bebas yang signifikan dalam mempengaruhi model kebarangkalian bekerja yang dibincangkan di atas. Secara amnya, bagi keseluruhan pemboleh ubah responden yang mengambil nilai purata, kajian mendapati bahawa kebarangkalian teramal untuk bekerja adalah lebih tinggi, iaitu sebanyak 53.3 peratus. Bagi pemboleh ubah dami dselangor, keputusan menunjukkan bahawa seseorang wanita berkahwin itu tinggal di negeri maju, khususnya negeri Selangor, kebarangkaliannya untuk bekerja hanya mencecah 40 peratus. Sementara itu, lebih memranjatkan apabila wanita berkahwin yang tinggal di negeri kurang maju (Kedah), kebarangkalian teramal untuk bekerja hampir menjangkau 80 peratus. Dapatan ini selari dengan analisis kesan marginal yang dibincangkan sebelum ini terhadap pemboleh ubah dselangor yang negatif dan signifikan.

Hasil kajian bagi faktor kawasan bandar dan luar bandar juga menunjukkan corak yang sama apabila kebarangkalian teramal untuk bekerja bagi wanita yang tinggal di kawasan luar bandar mencapai 92 peratus. Dapatan ini seolah-olah menyokong hujah bahawa kesediaan pekerjaan sektor tidak formal yang banyak di negeri kurang maju dan di luar bandar banyak mendorong wanita berkahwin untuk menyertai tenaga kerja. Wanita berkahwin yang tinggal di kawasan luar bandar selalunya berpendidikan rendah, maka kesediaan peluang pekerjaan di sektor pertanian umpamanya, yang tidak memerlukan kelayakan akademik yang tinggi mampu menggalak wanita berkahwin ini keluar bekerja.



Bagi pemboleh ubah dami status perkahwinan, wanita berkahwin yang masih bersuami didapati mempunyai kebarangkalian teramal bekerja sebanyak 56 peratus. Sebaliknya, wanita berkahwin yang berstatus janda atau balu pula mempunyai kebarangkalian teramal hampir seratus peratus (0.9608). Dapatan ini jelas membuktikan bahawa ketiadaan suami dalam isi rumah bermakna wanita hilang punca sumber pendapatan. Sehubungan itu, wanita ini harus keluar menyumbang tenaga di pasaran buruh bagi mendapatkan upah untuk menyara keperluan isi rumah.

Bagi pemboleh ubah umur, dengan mengandaikan pemboleh ubah lain pada nilai min masing-masing didapati bahawa wanita berkahwin yang berumur 30 tahun mempunyai kebarangkalian teramal untuk bekerja sebanyak 38 peratus. Pada umur 40 tahun, peratus kebarangkalian ini meningkat kepada 66 peratus. Sehubungan itu, bolehlah dirumuskan bahawa wanita yang lebih berumur mempunyai kebarangkalian yang tinggi untuk bekerja.

Secara puratanya, bagi wanita yang mempunyai pendapatan suami sebanyak RM1000, kebarangkalian teramal untuk bekerja adalah sebanyak 67 peratus, manakala apabila pendapatan suami adalah sebanyak RM2000, kebarangkalian teramal untuk bekerja berkurang kepada 44 peratus. Dapatan ini memperjelaskan bahawa pendapatan suami berperanan sebagai faktor yang menghalang wanita keluar bekerja apabila keperluan untuk bekerja berkurang bila pendapatan suami bertambah.

Jadual 5: Kebarangkalian Teramal dan Pemboleh ubah

Pemboleh ubah Bebas		Pr: Bekerja	Pr: Tidak Bekerja
Responden		0.5335	0.4665
Dselangor	Ya	0.4035	0.5965
	Tidak	0.7938	0.2062
dbandar	Ya	0.2975	0.7025
	Tidak	0.9232	0.0768
dstatus	Ya	0.5668	0.4332
	Tidak	0.9608	0.0392
Anak06 (min=1)		0.7505	0.2495
Anak180 (min=1)		0.6357	0.3643
Umur (min=38)	20	0.1592	0.8408
	30	0.3869	0.6131
	40	0.6638	0.3362
Pdptn (min=RM1291.47)	1000	0.6799	0.3201
	2000	0.4407	0.5593
Upah (min=RM607.71)	500	0.4985	0.5015
	1000	0.9114	0.0034
Kosja (min=RM178.78)	150	0.2805	0.7195
	200	0.8233	0.1767

Mengikut jangkaan teori, kesan faktor upah adalah positif terhadap penyertaan tenaga wanita berkahwin. Dengan mengandaikan pemboleh ubah lain pada nilai min masing-masing, didapati bahawa kebarangkalian teramal untuk bekerja bagi wanita yang mengalami kadar upah sebanyak RM500 sebulan adalah sebanyak 49.8 peratus. Peratus kebarangkalian ini meningkat kepada 91 peratus apabila kadar upah adalah sebanyak RM1000 sebulan.

Pengaruh kos jagaan anak terhadap kebarangkalian bekerja wanita berkahwin menurut analisis kesan marginal telah didapati positif dan signifikan. Analisis kebarangkalian teramal

ini membuktikan bahawa apabila kos jagaan anak bersamaan RM150 sebulan, kebarangkalian teramal untuk bekerja bagi wanita berkahwin hanya hampir mencecah 30 peratus. Namun, pada kos jagaan adalah sebanyak RM200 sebulan, kebarangkalian untuk bekerja mencapai lebih 80 peratus. Graf hubungan kebarangkalian bekerja dengan umur, pendapatan suami, upah dan kos jagaan boleh dirujuk pada Lampiran D.

#### 4.3. Analisis Pemilihan Jenis Jagaan Anak

Penganggaran model MNL ini menggunakan jenis jagaan sendiri sebagai kategori perbandingan asas. Memandangkan jenis jagaan sendiri adalah yang paling digemari dan paling banyak digunakan maka perbincangan keputusan diharap akan menjadi lebih bermakna. Keputusan menunjukkan bahawa model yang dianggarkan didapati signifikan bagi ujian kebagusan model (nilai  $-p = 0.000$ ) dengan nilai Pseudo- $R^2$  bersamaan 0.4155. Keputusan penuh pada Lampiran D.

Jadual 6: Model MNL Teranggar dengan Empat Pilihan Jenis Jagaan

	Pilihan 2: Ahli Keluarga		Pilihan 3: Jiran/ Pengasuh		Pilihan 4: Taska/Tadika	
	Koefisien ( <i>rrr</i> )	<i>Robust</i> <i>Std. Error</i>	Koefisien ( <i>rrr</i> )	<i>Robust</i> <i>Std. Error</i>	Koefisien ( <i>rrr</i> )	<i>Robust</i> <i>Std. Error</i>
Pintasan	-2.7887	2.0349	-4.2341	2.0599	-8.4552	3.2965
Dselangor	0.0076 (1.0076)	0.6334	0.4260 (1.5311)	0.6532	-0.5896 (0.5545)	0.7213
Dbandar	-0.5215 (0.5876)	0.7360	-0.6407 (0.5268)	0.8401	0.9082 (2.4799)	1.0331
Umur	0.0050 (1.0050)	0.0663	0.0124 (1.0125)	0.0632	0.0321 (1.0326)	0.0859
Tdidik	0.2027* (1.2247)	0.1101	0.1336 (1.1429)	0.0967	0.2437** (1.2760)	0.1257
Dasal	0.2866 (1.3319)	0.5089	-0.1694 (0.8441)	0.5952	-1.3622** (0.2560)	0.6870
jam-kerja	0.0604*** (1.0623)	0.0161	0.0564*** (1.0581)	0.0189	0.0752*** (1.0782)	0.0180
Pglmn	0.0170 (1.0171)	0.0723	-0.0258 (0.9744)	0.0660	-0.0557 (0.9457)	0.0733
Tdidiks	-0.0284* (0.9719)	0.0159	-0.0600*** (0.9417)	0.0183	-0.0776*** (0.9252)	0.0286
Pdptns	-0.0001 (0.9998)	0.0002	0.0001 (1.000)	0.0001	-0.0001 (0.9998)	0.0002
jam_kerjas	-0.0533*** (0.9480)	0.0184	-0.0514*** (0.9498)	0.0194	-0.0407 (0.9600)	0.0254
anak06	-0.8302** (0.4359)	0.3348	-0.9534** (0.3854)	0.3763	-1.1066*** (0.3306)	0.4067
anak712	0.0601 (1.0620)	0.2791	0.2913 (1.3382)	0.3136	0.2189 (1.2447)	0.3319

anak1317	0.1092 (1.1154)	0.3596	0.4272 (1.5330)	0.3763	1.2386*** (3.4511)	0.4035
anak18	-2.6299*** (0.0720)	0.7816	-1.0965* (0.3340)	0.6573	-0.5628 (0.5695)	0.7817
ahli_lain	0.3050 (1.3567)	0.3895	0.4369 (1.5480)	0.4299	0.3168 (1.3727)	0.4519
Upah	0.0009 (1.0009)	0.0008	0.0018** (1.0018)	0.0008	0.0015* (1.0015)	0.0008
Kosja	0.2189*** (1.0221)	0.0077	0.0269*** (1.0273)	0.0084	0.0370*** (1.0377)	0.0083

Nota: 1. Ujian kebagusan model (keseluruhan) Wald: Nilai\_p = 0.0000;  
 2. Pseudo R<sup>2</sup> = 0.4155.  
 3. n=266; \* bermaksud signifikan pada aras keertian 10%;  
 \*\* bermaksud signifikan pada aras keertian 5%;  
 \*\*\* bermaksud signifikan pada aras keertian 1%.

#### Analisis nisbah odds atau relative risk ratios (rrr)

##### 4.3.1. Pemilihan Jenis Jagaan Ahli Keluarga Berbanding Jenis Jagaan Sendiri

Hasil kajian menunjukkan bahawa pemboleh ubah yang secara positif dan signifikan pada aras keertian 1% mempengaruhi kebarangkalian memilih jenis jagaan ahli keluarga berbanding jagaan sendiri adalah bilangan jam bekerja (jam-kerja) dan kos jagaan anak (kosja). Manakala bilangan jam bekerja suami (jam-kerjas), bilangan anak dalam kumpulan umur 6 tahun dan ke bawah (anak06) dan bilangan anak dalam kumpulan umur 18 tahun dan ke atas (anak18) mempengaruhi kebarangkalian memilih secara negatif. Nilai rrr bagi pemboleh ubah jam-kerja dan kos jagaan anak adalah 1.0623 dan 1.0221, masing-masing. Ini menunjukkan bahawa berbanding jagaan sendiri, pertambahan satu unit jam bekerja akan meningkatkan nisbah *odds* memilih jenis jagaan ahli keluarga sebanyak 6 peratus, manakala kenaikan satu unit kos jagaan anak akan meningkatkan nisbah *odds* memilih jenis jagaan yang sama sebanyak 2 peratus. Bagi wanita berkahwin yang bekerja, pilihan mengguna jenis jagaan ahli keluarga berbanding jagaan sendiri dipengaruhi oleh jam bekerja dan kos jagaan anak. Wanita ini tidak menjaga sendiri anak mereka kerana menyertai pasaran buruh dan terpaksa mengguna jagaan lain selain menjaga sendiri anak mereka. Kos jagaan anak merupakan bebanan kewangan yang perlu ditanggung oleh isi rumah apabila wanita atau ibu memutuskan untuk keluar bekerja. Sebarang kenaikan dalam kos jagaan, yang selalunya dikaitkan jagaan formal, tentu sahaja akan memaksa isi rumah, terutama yang berpendapatan rendah untuk memilih jenis jagaan ahli keluarga.

Bagi pemboleh ubah jam-kerjas, berbanding jagaan sendiri, pertambahan satu jam-kerja suami telah mengurangkan nisbah *odds* memilih jenis jagaan ahli keluarga sebanyak 94 peratus. Dapatan ini adalah bertentangan dengan kajian lepas, umpamanya kajian Hofferth & Wissoker (1992) terhadap kesan harga, kualiti dan pendapatan terhadap pilihan jenis jagaan anak yang membuktikan hubungan positif di antara jam bekerja suami dengan keperluan mengguna jenis jagaan anak yang lain. Apabila suami kerja lebih masa, pendapatan isi rumah bertambah, namun, wanita yang bekerja akan memilih jenis jagaan oleh ahli keluarga berbanding jagaan sendiri. Secara psikologinya, para isteri didapati lebih bermotivasi untuk

menyertai tenaga kerja apabila para suami bekerja lebih masa, maka, anak mereka perlulah diserahkan kepada orang lain untuk menjaganya.

Sementara itu, pertambahan seorang anak dalam kumpulan umur 6 tahun dan ke bawah mengurangkan nisbah *odds* memilih jenis jagaan keluarga berbanding jagaan sendiri sebanyak 43 peratus. Manakala kos jagaan anak memberi kesan positif yang signifikan di mana satu unit kenaikan harga kos jagaan anak meningkatkan nisbah *odds* memilih jenis jagaan ahli keluarga sebanyak 2 peratus. Kenaikan harga penjagaan anak seharusnya menyebabkan wanita yang bekerja mencari alternatif lain, dan yang terbaik adalah jagaan oleh ahli keluarga. Apabila menjaga sendiri anak bermaksud tidak menyertai tenaga kerja dan memilih jenis jagaan ahli keluarga bermaksud yang sebaliknya, maka faktor bilangan anak dan kos jagaan anak berperanan sebagai penentu negatif pilihan ahli keluarga, berbanding jagaan sendiri. Bertambahnya bilangan anak dan kos jagaan bermakna bebanan kewangan isi rumah juga bertambah. Dalam banyak situasi, ia menjadikan seorang wanita merasakan adalah lebih baik tinggal di rumah menjaga anak sendiri daripada bekerja dan menanggung kos jagaan yang tinggi.

Bagi pemboleh ubah tahun pendidikan, hasil kajian mendapati bahawa pertambahan satu tahun pendidikan meningkatkan nisbah *odds* memilih jenis jagaan ahli keluarga berbanding jagaan sendiri sebanyak 1.2247 kali ganda. Sebaliknya, pertambahan satu tahun pendidikan suami telah mengurangkan nisbah *odds* memilih jenis jagaan ahli keluarga berbanding jagaan sendiri sebanyak 79 peratus.

#### 4.3.2. Pemilihan Jenis Jagaan Jiran/Pengasuh Berbanding Jenis Jagaan Sendiri

Berbeza dengan pilihan 2, faktor kadar upah telah muncul sebagai pengaruh yang secara positif dan signifikan secara statistik pada aras keertian 5% terhadap kemungkinan memilih jenis jagaan jiran dan pengasuh, berbanding jenis jagaan sendiri. Pertambahan satu unit nilai kadar upah akan meningkatkan nisbah *odds* memilih jenis jagaan oleh jiran dan pengasuh berbanding jagaan sendiri sebanyak 1.0018 kali ganda. Walaupun magnitud kesan ini kecil, namun ia berjaya membuktikan wujud pengaruh faktor kadar upah terhadap pemilihan jenis jagaan ini.

Nilai *rrr* bagi pemboleh ubah *tidiks*, *jam-kerjas*, *anak06* dan *anak18* memberi kesan negatif dan signifikan secara statistik telah mengurangkan nisbah *odds* memilih jenis jagaan oleh jiran dan pengasuh berbanding jagaan sendiri sebanyak 0.9417, 0.9498, 0.3854, dan 0.3340. Seperti dalam pilihan 2, faktor bilangan jam bekerja (*jam-kerja*) dan kos jagaan anak (*kosja*) juga beri pengaruh positif yang signifikan secara statistik pada aras keertian 1%.

Secara teorinya, jika peningkatan jam kerja suami dikaitkan dengan pertambahan pendapatan isi rumah, kesannya boleh dibahagikan kepada dua kemungkinan. Pertama, pendapatan yang cukup tinggi menyebabkan isteri tidak perlu keluar bekerja dan boleh tinggal di rumah menjaga anak sendiri. Kedua, pendapatan isi rumah cukup yang tinggi membolehkan ibu bapa yang bekerja memilih jenis jagaan formal berbayar yang dipercayai bukan sahaja lebih fleksibel tetapi jagaan di nurseri umpamanya mempunyai program perkembangan pendidikan yang lebih tersusun dan dinamik. Berbanding jenis jagaan sendiri, kesan faktor jam kerja suami beri kesan negatif dan signifikan pada aras keertian 5% dengan nisbah *odds* memilih jenis jagaan jiran dan pengasuh sebanyak 0.9391. Sekali lagi keputusan ini bertentangan dengan kajian lepas, umpamanya kajian Hofferth & Wissoker (1992) tentang kesan harga, kualiti dan pendapatan terhadap pilihan jenis jagaan anak yang membuktikan hubungan positif di antara jam bekerja suami dengan keperluan mengguna jenis jagaan anak yang lain.

#### 4.3.3. Pilihan Jenis Jagaan Formal-Berbayar Berbanding Jenis Jagaan Sendiri

Faktor bilangan tahun pendidikan menunjukkan kesan positif dengan nisbah *odds* atau *rrr* sebanyak 1.2740. Satu tahun pertambahan tahun pendidikan akan meningkatkan nisbah *odds* memilih jenis jagaan formal berbayar ini berbanding jagaan sendiri sebanyak 27 peratus. Tahun pendidikan adalah petunjuk terbaik kepada pengaruh pemboleh ubah kadar upah. Semakin tinggi tahap pendidikan seseorang wanita itu, semakin tinggi kemungkinan beliau menjawat pekerjaan yang lebih tinggi, maka semakin besarlah jumlah pendapatan yang diterima. Apabila jenis jagaan formal seperti taska/tadika ini sering dikaitkan dengan kos penjagaan yang tinggi, iaitu hanya mereka yang berkemampuan akan memilihnya maka dapatan ini telah berjaya membuktikan hubungan kesan ini. Dapatan ini selari dengan kebanyakan kajian lepas seperti Heckman (1974), Hofferth & Wissoker (1992), Ribar (1992), dan Michapoulos & Robins (2002).

Berbeza dengan pilihan 2 dan 3, pemboleh ubah asal telah muncul sebagai pemboleh ubah yang mempengaruhi kemungkinan memilih jenis jagaan formal-berbayar secara lebih rendah negatif berbanding wanita berkahwin yang bukan berasal dari tempat kediaman tersebut. Selari dengan jangkaan teori, jika wanita berkenaan tinggal di kawasan tempat dia dilahirkan, beliau lebih berkemungkinan memilih jenis jagaan tidak formal, apabila ahli keluarga dan jiran serta kenalan baik keluarga tinggal berdekatan dan bersedia untuk membantu menjaga anak mereka.

Kesan faktor bilangan anak yang berumur 6 tahun ke bawah adalah berlawanan dengan kesan bilangan anak berumur 13 hingga 17 tahun dalam kemungkinan memilih jenis jagaan formal-berbayar berbanding jagaan sendiri. Melihat kepada nilai *rrr*, pertambahan seorang anak dalam kumpulan umur 0 hingga 6 tahun mengurangkan nisbah *odds* memilih jenis jagaan oleh formal berbayar berbanding jagaan sendiri sebanyak 33 peratus, sedangkan pertambahan seorang anak dalam kumpulan umur 13 hingga 17 tahun telah meningkatkan nisbah *odds* memilih jenis jagaan formal berbayar berbanding jagaan sendiri sebanyak 3.4511 kali ganda. Keputusan ini menunjukkan bahawa kesan bilangan anak terhadap kebarangkalian pemilihan jenis jagaan adalah berbeza mengikut kumpulan umur.

Seperti dalam pilihan jenis jagaan yang lain, kos jagaan anak memberi kesan positif yang signifikan terhadap pemilihan jenis jagaan formal berbayar berbanding jagaan sendiri.

#### Analisis Kebarangkalian Teramal

Selalunya, interpretasi kebarangkalian teramal ini dibuat untuk mengukur apakah kebarangkalian memilih mana-mana kategori pilihan bagi nilai pemboleh ubah bebas tertentu. Dalam kajian ini, analisis kebarangkalian teramal dibuat kepada sebelas (10) pemboleh ubah bebas yang signifikan dalam mempengaruhi model MNL yang telah dibincangkan. Jadual 7 memaparkan nilai kebarangkalian teramal setiap jenis jagaan anak bagi pemboleh ubah dami tersebut.

Jadual 7: Kebarangkalian Teramal dan Pemboleh ubah Pilihan

Pemboleh ubah Bebas	Pr 1: Sendiri	Pr 2: Ahli Keluarga	Pr 3: Jiran/Pengasuh	Pr 4: Formal-Berbayar
Responden <sup>4</sup>	0.4881	0.2109	0.1559	0.1150
Dasal				
Ya	0.2721	0.5048	0.1970	0.0261
Tidak	0.2759	0.3842	0.2366	0.1033

<sup>4</sup> Semua nilai pemboleh ubah termasuk pemboleh ubah dami yang mengambil nilai purata masing-masing

tdidik=6 (rendah)	<b>0.5175</b>	0.2653	0.1922	0.0250
tdidik=12 (menengah)	0.2655	<b>0.4593</b>	0.2199	0.0553
tdidik=16 (ijazah)	0.1458	<b>0.5676</b>	0.2061	0.0806
jam_kerja (min=25)	0.2835	<b>0.4451</b>	0.2189	0.0525
Tdidiks (min = 13)	0.2710	<b>0.4471</b>	0.2263	0.0556
jam_kerjas (min=40)	0.2309	<b>0.4813</b>	0.2341	0.0537
anak06 (min=1)	0.2057	<b>0.4804</b>	0.2493	0.0646
anak1317 (min=1)	0.2384	<b>0.4111</b>	0.2485	0.1021
anak18 (min=1)	<b>0.6273</b>	0.1057	0.1932	0.0738
Upah (min=828)				
RM1000	0.2368	<b>0.4470</b>	0.2575	0.0578
RM2000	0.0712	<b>0.3447</b>	0.5028	0.0813
Kosja (min=130)				
RM150	0.1919	<b>0.4747</b>	0.2576	0.0759
RM250	0.0169	<b>0.3742</b>	0.3371	0.2718

Secara amnya, bagi keseluruhan pemboleh ubah responden yang mengambil nilai purata, kajian mendapati bahawa kebarangkalian teramal memilih jenis jagaan sendiri adalah yang tertinggi, iaitu mencecah 48.81 peratus. Ini diikuti dengan jagaan oleh ahli keluarga (21.09%), jagaan jiran/pengasuh (15.59%) dan jagaan formal berbayar dengan peratus kebarangkalian sebanyak 11.50 .

i) Kesan Faktor Tempat Asal (dasal)

Keputusan menunjukkan bahawa bila seseorang wanita berkahwin itu tinggal di tempat mana dia dilahirkan, kebarangkaliannya memilih jenis jagaan ahli keluarga melebihi 50 peratus berbanding mereka bukan berasal dari tempat kediaman tersebut. Pilihan kedua terletak pada jenis jagaan sendiri (27.21%), diikuti oleh jenis jagaan jiran/pengasuh (19.70%) dan jagaan formal berbayar (2.61%) Dalam kata lain, apabila wanita berkahwin yang tinggal di kawasan asalnya, terdapat ahli keluarga rapat yang tinggal berhampiran atau jiran yang telah lama dikenali. Kesediaan jagaan anak oleh ahli keluarga bagi wanita yang tinggal di kawasan asalnya menjadikan pilihan ini muncul sebagai jagaan yang paling digemari sekiranya beliau memutuskan untuk bekerja.

ii) Kesan Faktor Bilangan Tahun Pendidikan (tdidik)

Jadual 7 menunjukkan bahawa apabila min tahun pendidikan bersamaan 12, sebanyak 45.93 peratus wanita dijangka memilih jenis jagaan oleh ahli keluarga. Dalam kata lain, seramai 46 peratus wanita berkahwin ini yang bekerja dengan kelulusan sekolah menengah atau SPM dijangka memilih untuk menghantar anak mereka untuk dijaga oleh ahli keluarga. Pilihan kedua adalah jenis jagaan oleh jiran (21.99%) dan kebarangkalian teramal memilih jagaan formal berbayar hanya sebanyak 5.53 peratus. Sebanyak 26 peratus wanita yang mempunyai pendidikan tahap SPM ini pilih untuk menjaga sendiri anak mereka dan menjadi suri rumah sepenuh masa. Wanita yang berkelulusan ijazah (16 tahun pendidikan) juga cenderung untuk memilih jenis jagaan ahli keluarga dan jiran/pengasuh dengan peratus kebarangkalian teramal masing-masing sebanyak 56.76 dan 20.61, sedang peratus kebarangkalian teramal bagi jenis jagaan formal berbayar adalah sebanyak 8.06 sahaja. Keputusan ini tidak selari dengan jangkaan teori. Dua hujah yang boleh menjelaskan dapatan ini. Pertama, kelebihan yang

terdapat pada jenis jagaan ahli keluarga, iaitu tahap kebolehpercayaan yang tinggi, mudah dan murah dari segi kos menjadikan pilihan ini muncul sebagai pilihan utama. Kedua, kesediaan jenis jagaan ini apabila terdapat ahli keluarga yang tinggal berdekatan.

### iii) Kesan Faktor Jumlah Jam Bekerja Seminggu

Faktor jumlah jam bekerja seminggu boleh dirujuk juga sebagai kategori jenis pekerjaan sepenuh masa atau separuh masa atau sambilan. Bagi masa kerja sebanyak 8 jam sehari dan lima hari seminggu, masa kerja piawainya adalah 40 jam seminggu. Keputusan kajian mendapati bahawa pada min bilangan jam kerja responden 25 jam seminggu, lebih daripada 40 peratus kebarangkalian wanita berkahwin diramal memilih jenis jagaan ahli keluarga, 28.35 peratus kebarangkalian teramal bagi pilihan jagaan sendiri dan 21.89 peratus memilih jenis jagaan jiran dan pengasuh.

Faktor jam bekerja suami (*jam\_kerjas*) didapati memberi kesan yang tidak jauh berbeza dengan jam kerja responden apabila pada min bilangan jam bekerja suami bersamaan 40 jam seminggu, sebanyak 48.13 peratus kebarangkalian wanita berkahwin diramal memilih jenis jagaan ahli keluarga, 23% menjaga anak sendiri (mungkin menjadi suri rumah) dan 23.41% jenis jagaan oleh jiran/pengasuh, dan 5.37 dijangka memilih jenis jagaan formal berbayar.

### iv) Kesan Bilangan Tahun Pendidikan Suami

Bagi faktor tahap pendidikan suami, kajian ini mendapati bahawa pada min sebanyak 13 tahun pendidikan suami, sebanyak 27.10 peratus kebarangkalian para isteri diramal memilih untuk menjaga sendiri anak mereka yang masih kecil sementara sebanyak 44.71 peratus kebarangkalian wanita berkahwin yang bekerja diramal memilih jenis jagaan ahli keluarga. Apabila tahun pendidikan suami dikaitkan secara langsung dengan status pekerjaan dan jumlah pendapatan suami, semakin tinggi tahap pendidikan suami, semakin tinggi kebarangkalian memilih jenis jagaan formal-berbayar atau untuk kesan yang lebih jauh, isteri akan pilih untuk tidak bekerja lalu menjaga sendiri anak mereka yang masih kecil. Sebaliknya, hasil kajian ini menunjukkan bahawa hanya 27 peratus wanita yang pilih untuk menjaga sendiri anak mereka, iaitu tidak bekerja. Sekiranya para isteri ini bekerja, hampir 45 peratus yang akan memilih jagaan oleh ahli keluarga, diikuti oleh jagaan oleh jiran/pengasuh. Hanya seramai 5 peratus wanita ini yang memilih jenis jagaan formal berbayar.

### v) Kesan Bilangan dan Umur Anak

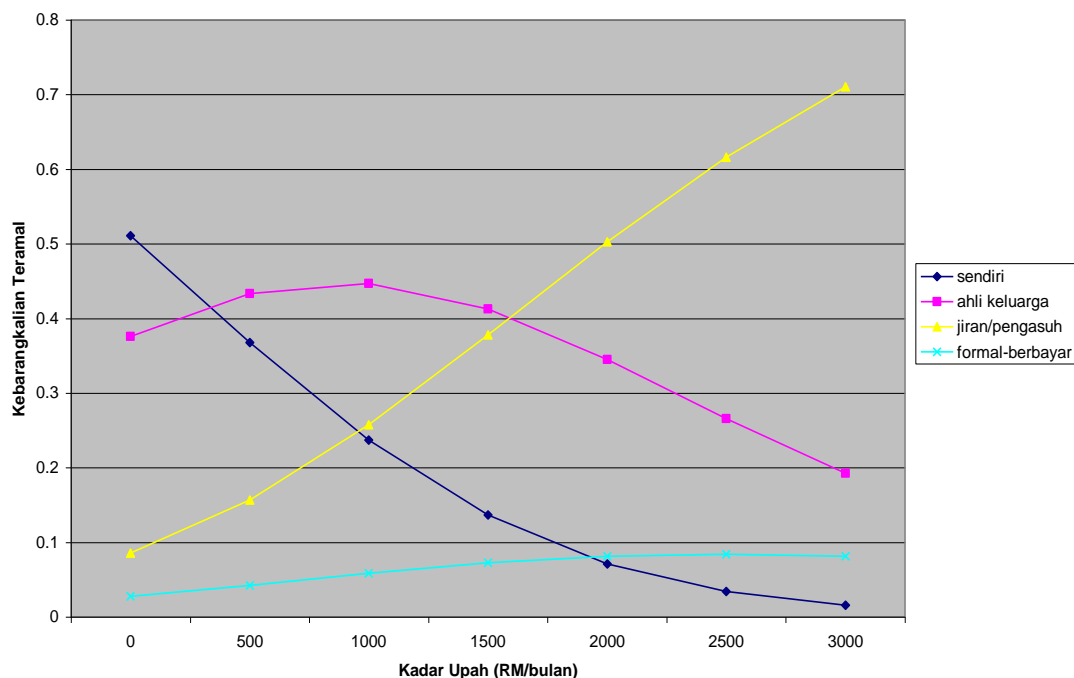
Isi rumah yang mempunyai kehadiran seorang anak dalam kumpulan 6 tahun dan ke bawah memerlukan perhatian ibu sepenuhnya. Hasil menunjukkan bahawa apabila wanita berkahwin yang mempunyai sekurang-kurangnya seorang anak dalam kumpulan umur 0-6 tahun ini, peratus kebarangkalian teramal untuk memilih jenis jagaan ahli keluarga adalah sebanyak 48 peratus, manakala peratus kebarangkalian teramal memilih untuk menjaga sendiri anak adalah sebanyak 20.57 peratus dan kebarangkalian teramal untuk memilih jenis jagaan oleh jiran/pengasuh adalah sebanyak 24.93 peratus. Jenis jagaan formal berbayar hanya menunjukkan peratus kebarangkalian teramal yang paling kecil, iaitu kurang dari 10 peratus. Hasil ini menunjukkan bahawa mempunyai anak yang berumur 0-6 tahun bukanlah penghalang utama untuk keluar bekerja apabila jumlah peratus kebarangkalian teramal memilih jenis jagaan lain selain jagaan sendiri menjangkau 80 peratus.

Corak kebarangkalian teramal yang sama dilihat bagi faktor bilangan anak yang berada dalam kumpulan umur 13 hingga 17 tahun. Manakala, kehadiran anak yang berumur 18 tahun dan ke atas adalah proksi kehadiran ahli keluarga yang dikategorikan sebagai cukup dewasa

untuk membantu kerja-kerja rumah, termasuklah bertanggungjawab menjaga adik mereka yang masih kecil. Didapati bahawa pada bilangan min seorang anak berumur 18 tahun ke atas berada dalam isi rumah, lebih dari 60 peratus kebarangkalian wanita berkenaan diramal memilih jenis jagaan sendiri anak mereka yang masih kecil. Berbeza dengan jangkaan teori, hasil menunjukkan bahawa wanita berkahwin yang mempunyai anak berumur 18 tahun dan ke atas memilih untuk tidak bekerja dan menjaga sendiri anak mereka yang masih kecil. Ini mungkin kerana mereka sudah bekerja atas kelayakan sijil SPM, upah yang diterima dapat membantu mengurangkan bebanan perbelanjaan isi rumah.

vi) Kesan upah

Gambaran keseluruhan kebarangkalian teramal memilih jenis jagaan anak mengikut kadar upah boleh dirujuk pada Rajah 1.



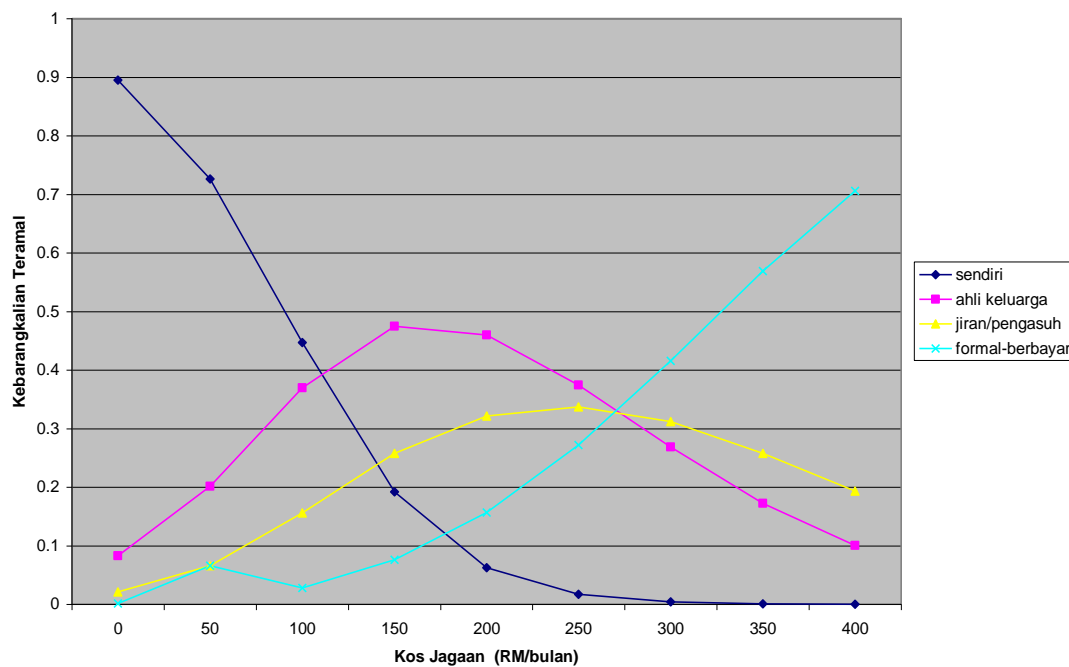
Rajah 1: Pilihan Jenis Jagaan Mengikut Kadar Upah

Keputusan kajian ini menunjukkan bahawa pada nilai min upah bersamaan RM1000 sebulan, peratus kebarangkalian teramal memilih jenis jagaan sendiri adalah sebanyak 23.68. Jika pilihan jagaan selain jagaan sendiri dikaitkan dengan wanita yang bekerja maka kebarangkalian teramal memilih jenis jagaan ahli keluarga adalah sebanyak 44.70 peratus. Pilihan jagaan seterusnya adalah jagaan oleh jiran/pengasuh (25.75%) dan jagaan formal berbayar (5.78%). Apabila upah adalah cukup tinggi, lebih 90 peratus wanita berkahwin diramalkan bekerja dan memilih jenis jagaan oleh jiran/ pengasuh sebagai pilihan utama (50.28%) diikuti oleh jagaan ahli keluarga (34.47%) dan jagaan formal berbayar (8.13%). Dalam kata lain, kajian ini dapat membuktikan kesan positif pendapatan terhadap pemilihan jenis jagaan formal apabila terdapat peningkatan pada kebarangkalian teramal memilih jenis jagaan ini apabila kadar upah meningkat.



vii) Kesan Kos Jagaan Anak

Keputusan kajian menunjukkan bahawa pada kos jagaan bersamaan RM150 sebulan, lebih daripada 40 peratus kebarangkalian wanita berkahwin yang mempunyai anak diramal memilih jenis jagaan oleh ahli keluarga, sebanyak 25.76 peratus kebarangkalian wanita ini diramal memilih jenis jagaan oleh jiran/pengasuh, dan hanya sebanyak 7.59 peratus dijangka memilih jenis jagaan formal-berbayar. Rajah yang melakarkan kebarangkalian teramal mengikut beberapa nilai kos jagaan sebulan adalah seperti pada Rajah 2.



Rajah 2: Pilihan Jenis Jagaan Anak Mengikut Kos Jagaan

Dapatan ini memberi implikasi bahawa apabila kos jagaan anak meningkat, kebarangkalian memilih jenis jagaan formal-berbayar juga meningkat. Penjelasan psikologi mungkin paling baik menghuraikan isu ini. Wanita berkahwin secara umumnya mempunyai satu kepercayaan atau persepsi bahawa jagaan anak formal-berbayar mempunyai kriteria jagaan yang terbaik dari aspek program pembelajaran yang tersusun, berkualiti dan lebih selamat. Sehubungan dengan itu, kos jagaan anak dianggap sebagai kos lesap, iaitu kos yang tidak boleh diperolehi semula, namun kos ini penting dan sanggup ditanggung walaupun mahal dalam usaha memastikan anak mereka memperoleh jagaan yang terbaik. Pemilihan jenis jagaan lain pula menunjukkan bahawa selepas satu tahap kos jagaan anak tertentu, peratus kebarangkalian teramal memilih jenis jagaan masing-masing berkurangan.

Secara teorinya, perbelanjaan berfungsi kepada kos dan penggunaan namun, bagi perbelanjaan jagaan anak terdapat penentu tambahan yang dikenal pasti iaitu kualiti, kebolehpercayaan, dan kemudahan. Penentu-penentu ini memberi kesan yang bertentangan terhadap guna tenaga dan penggunaan jagaan anak (Ribar, 1992). Pendek kata, kesan faktor kos jagaan anak dikatakan boleh memberi dua kesan yang bertentangan seperti yang dinyatakan oleh Rosen (1974) tentang masalah *hedonic price* atau harga implicit, iaitu kesan kos dan kesan kualiti. Kesan kos mempengaruhi penggunaan secara negatif, manakala kesan

kualiti pula memberi kesan yang positif terhadap penggunaan. Justeru hasil kajian ini yang menunjukkan kesan positif kos jagaan anak terhadap penggunaan jagaan anak mungkin boleh dijelaskan oleh teorem yang serupa.

## 5. Rumusan dan Implikasi Dasar

Kajian ini cuba menghurai dua keputusan penting yang dibuat oleh wanita berkahwin iaitu keputusan untuk bekerja dan keputusan untuk memilih jenis jagaan anak. Dapatan kajian merumuskan bahawa seorang wanita yang berkahwin akan memutuskan untuk menyertai tenaga kerja apabila kadar upah adalah cukup tinggi (berasaskan bilangan tahun pendidikan yang lebih panjang). Desakan untuk keluar bekerja di pasaran menjadi lebih kuat jika pendapatan suami adalah kecil dan kedudukan kewangan isi rumah tidak mencukupi. Dalam keadaan ini, wanita tersebut merasakan perlu membantu mengurangkan bebanan hidup dan tanggungan isi rumah lantas sanggup untuk menyertai tenaga kerja dan menyumbang kepada pasaran.

Walaupun bagaimanapun, keputusan untuk menyertai tenaga kerja ini masih bergantung kepada kesediaan peluang pekerjaan yang berhampiran dengan tempat tinggalnya (faktor lokasi/kawasan kediaman) dan kesediaan tempat jagaan anak terutama bagi anak mereka yang berumur enam tahun dan ke bawah. Lokasi kediaman menentukan apakah perkhidmatan jagaan anak yang tersedia dan bersesuaian. Untuk mendapat akses kepada sumber ini, keluarga mestilah berinteraksi dengan jiran. Ibu-bapa perlulah berhubung dengan agensi masyarakat dan kejiranan untuk mencari perkhidmatan jagaan anak. Walaupun bagaimanapun tidak semua komuniti masyarakat menyediakan peluang yang sama dan bukan semua keluarga mempunyai tahap ekonomi dan sosial yang sama.

Mengenai keputusan tentang pilihan jenis jagaan bagi anak yang berumur enam tahun dan ke bawah, kajian mencadangkan bahawa kebanyakan wanita berkahwin di negara ini tidak bekerja kerana terpaksa menjaga anak mereka yang masih kecil di rumah ataupun memang pilih untuk menjaga anak sendiri (suri rumah). Namun sekiranya ibu tadi bekerja, dia akan lebih mementingkan jagaan anak oleh ahli keluarga sendiri berbanding jagaan formal atau berbayar. Bagi wanita berpendidikan tinggi dan bekerja, mereka akan pilih untuk menghantar anak mereka ke taska ataupun taska. Pilihan ini tidak akan berubah walaupun kos jagaan anak ini meningkat kerana wanita yang bekerja ini masih mengutamakan kualiti dan jaminan keselamatan anak mereka.

Dalam usaha untuk meningkatkan penyertaan tenaga kerja wanita, khususnya yang berkahwin dalam pasaran buruh, berikut adalah cadangan yang mungkin boleh diberi perhatian. Pertama, meningkatkan penyediaan peluang pekerjaan yang berhampiran dengan kawasan tempat tinggal wanita melalui pembinaan kawasan perindustrian yang lebih banyak dapat membantu menyediakan peluang pekerjaan khususnya kepada wanita berkahwin yang tinggal berdekatan, mengiktiraf sektor pertanian sebagai aktiviti ekonomi yang tak kurang hebatnya dalam menyediakan peluang pekerjaan dengan kadar upah yang lebih baik, dan mempertingkatkan industri berasaskan pertanian.

Kedua, menyediakan lebih banyak tempat jagaan anak yang berkualiti. Jagaan anak selain jagaan oleh ahli keluarga, yang boleh dipercayai, bagus, dan berkualiti selalunya sukar untuk diperolehi atau jika adapun, terlalu mahal, terutama bagi isi rumah yang berpendapatan rendah. Walaupun hasil kajian mendapati pilihan jenis jagaan ahli keluarga adalah yang paling digemari dan diutamakan, namun keluarga dan rakan tidak selalu bersedia untuk membantu apabila mereka tinggal berjauhan atau apabila mereka sendiri bekerja. Berdasarkan bilangan purata saiz isi rumah yang semakin berkurangan dari 5.5 (1980) kepada 4.3 (2000), konsep "keluarga luas" semakin sukar didapati, maka cadangan pelaksanaan taska komuniti

perlu diperluaskan. Sekiranya yuran jagaan perlu dinaikkan atas sebab meningkatkan kualiti jagaan dan keselamatan anak, maka kajian telah membuktikan bahawa ia tidak akan mengurangkan permintaan terhadap jenis jagaan formal ini.

## 6. Kesimpulan

Jagaan anak hari ini bukanlah isu bagi wanita berkahwin yang bekerja sahaja tetapi adalah kenyataan hidup kebanyakan keluarga di Malaysia yang mempunyai anak kecil. Walaupun penggunaan jagaan anak telah meningkat dalam kebanyakan kumpulan etnik, namun jenis jagaan, kualiti dan bebanan kos ini kepada isi rumah masih berbeza. Sejauhmana penyertaan ibu dalam guna tenaga bergantung kepada kesediaan jagaan anak yang mencukupi, ikut kemampuan dan boleh diterima. Peranan jagaan anak kepada guna tenaga ibu-bapa dan pembangunan modal insan menyedarkan kita betapa pentingnya keputusan memilih jenis jagaan anak oleh ibu-bapa dan seterusnya peranan kerajaan tempatan dan persekutuan serta dasar nasional dalam membentuk dan menyediakan pilihan jenis jagaan. Selaras dengan kesediaan terhadap visi kerajaan ke arah negara industri pada tahun 2020 dan juga dalam menangani isu globalisasi, potensi kaum wanita ini perlu diberi perhatian serius. Penarikan lebih ramai wanita berkahwin ke dalam guna tenaga bermakna dapat mengurangkan kebergantungan negara kepada buruh asing, khususnya pendatang tanpa izin. Ini akan membantu kepada penjimatan pertukaran asing dan mengurangkan masalah jenayah berkaitan buruh asing yang semakin bertambah dewasa ini.

## Rujukan

- Aldrich, J.H. 1984. *Linear Probability, Logit, and Probit Models*. Beverly Hills: Sage Publication.
- Agresti, A. 1996. *An Introduction to Categorical Data Analysis*. New York: John Wiley.
- Aminah Ahmad. 1996. Work-family Conflict among Married Professional Women in Malaysia. *Journal of Social Psychology* 136(5): 663-666.
- Aminah Ahmad. 1999. Participation of Malaysian Women in Employment: A Gender Stratification Analysis. Dlm. Maimunah Ismail & Aminah Ahmad (pnyt.). *Women & Work: Challenges in Industrializing Nations*, hlm. 1-25. London: Asean Academic Press.
- Aminah A., Nor Hashiah M. H., Arbaiyah M. I & Siti Rabaah H. 1999. Role Conflict and Social Support of Employed Women in Industry. Dlm. Maimunah Ismail & Aminah Ahmad (pnyt.) *Women & Work: Challenges in Industrializing Nations*, hlm. 57-80. London: Asean Academic Press.
- Anderson, J.B. & Dimon, D. 1999. Formal Sector Job Growth and Women's Labor Sector Participation: The Case of Mexico. *Quarterly Review of Economics & Finance* 39(2): 169-192.
- Anderson, P.M. & Levine, P.B. 1999 Child Care and Mother's Employment Decisions. *Working Paper for National Bureau of Economic Research* <http://www.nber.org/papers/w7058>.
- Aneeta Kulasegaran. 1999. Women's and Children Rights- And the Protection Offered by Domestic Law. Kertas kerja 12<sup>th</sup> Commonwealth Law Conference, Kuala Lumpur, September 1999.
- Baum II, C.L. 2002. [A Dynamic Analysis of the Effect of Child Care Costs on the Work Decisions of Low-income Mothers with Infants](#). *Demography* 39 (1): 139-164.
- Berger, M.C. & Black, D.A. 1991. Child Care Subsidies, Quality of Care, and the Labor Supply of Low Income, Single Mothers. *The Review of Economics and Statistics* 70: 635-641.
- Blank, R.M. 1989. The Role of Part-Time Work in Women's Labor Market Choices Over Time. *American Economic Review* 79(2): 295-299.
- Blau, F.D. & Grossberg, A.J. 1991. Real Wage and Employment Uncertainty and the Labor Force Participation Decisions of Married Women. *Economic Inquiry* XXIX: 678-695.
- Blau, D.M & Hotz, V.J. 1992. Special Issue on Child Care. *Journal of Human Resources* 27(1): 1-8.

- Blau, D. & Robins, P. 1988. Child-care Costs and Family Labor Supply. *The Review of Economics and Statistics* 70(3): 374-81.
- Blau, D. & Robins, P. 1989. Fertility, Employment and Child Care Costs. *Demography* 26(2): 287-299.
- Blau, D. & Robins, P. 1991a. [Turnover in Child Care](#) Arrangement. *Review of Economics and Statistics* 73(1): 152-157.
- Blau, D. & Robins, P. 1991b. Child Care Demand and Labor Supply of Young Mothers over Time. *Demography* 28(3): 333-351.
- Blau, D. & Robins, P. 1998 [A Dynamic Analysis of Turnover in Employment and Child Care](#). *Demography* 35(1): 83-96.
- Blau, F. & Khan, L. 2007. Changes in the Labor Supply Behavior of Married Women: 1980-2000. *Journal of Labor Economics* 25(3): 393-458
- Borjas, G.J. 2000. *Labor Economics*, 2<sup>nd</sup> ed., Boston: Irwin McGraw Hill Inc.
- Bowen, W.G. & Finegan, T.A. Finegan. 1969. *The Economics of Labor Force Participation*. New Jersey: Princeton University Press.
- Boushey, H. 2003. Who Cares? The Child care Choices of Working Mothers. Kertas kerja CEPR Data Brief No. 1, May 2003.
- Bramham, D. 2008. Why More Women Working Will Make Country Work Better. *The Vancouver Sun*, 29 Mac 2008.
- Cain, G.C. 1966. *Married Women in Labor Force*. Chicago: University of Chicago Press.
- Cain, G.G. & Dooley, M.D. 1976. Estimation of a Model of Labor Supply, Fertility, and Wages of Married Women. *Journal of Political Economy* 84(4): s179-199.
- Cattan, P. 1991. Child-care Problems: An Obstacle to Work. *Monthly Labor Review* October: 3-9.
- Cecilia Ng 1999. *Positioning Women in Malaysia*. London: Macmillan Press Ltd.
- Chaplin, D.D., Hofferth, S.L. & Wissoker, D.A. 1996. Price and Quality in Child Care Choice: A Revision. *Journal of Human Resources* 31(3): 703-706.
- Chevalier, A & Viitanen, T.K. 2002. The Causality between Female Labour Force Participation and the Availability of Childcare. *Applied Economics Letter* 9: 915-918.
- Connelly, R & Kimmel, J. 2003. Marital Status and Full-time/Part-time Status in Child Care Choices. *Applied Economics* 35: 761-777.
- Connelly, R. & Kimmel, J. 2003. [The effect of child care costs on the employment and welfare reciprocity of single mothers](#). *Southern Economic Journal* 69(3): 498-519.
- Connelly, R. 1992. The Effect of Child Care Costs on Married Women's Labor Force Participation. *The Review of Economics and Statistics* 74(1): 83-90.
- Doiron, D & Kalb, G. 2005. Demands for Child Care and Household Labour Supply in Australia. *The Economic Record* 81(254): 215-236.
- Han, Wenjui & Waldfogel, J. 2001. Child Care Costs and Women's Employment: A Comparison of Single and Married Mothers with Pre-School-Aged Children. *Social Science Quarterly* 82(3): 552-568.
- Heckman, J.J. & Willis, R. 1977. A Beta-Logistic Model for the Analysis of Sequential Labor Force Participation by Married Women. *Journal of Political Economy* 85(1): 27-58.
- Heckman, J. 1974. Effects of Child Care Programs on Women's Work Effort. *Journal of Political Economy* 82: s136-s163.
- Hofferth, S, & Collins, N. 1996. Child Care and Employment Turnover. *PSC Research Report* No. 96-372. November 1996.
- Kimmel, J. 1998. Child Care Costs As a Barrier to Employment for Single and Married Mothers. *The Review of Economics and Statistics* 80(2): 287-299.
- Kimmel, J & Powell, L. M. 2006. Nonstandard Work and Child Care Choices of Married Mothers. *Eastern Economic Journal* 32(3): 397-419.
- Leibowitz, A., Waite, L.J. & Wittsberger, C. 1988. Child care for Preschoolers: Differences by Child's Age. *Demography* 25(2): 205-220.
- Liao, T.F. 1994. *Interpreting Probability Models: Logit, Probit, and Other Generalized Linear Models*. Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences. Thousand Oaks: Sage Publications, Inc.
- Lim H.E., Zalina M. & Norehan A. 2003. Penyertaan Tenaga Buruh Wanita Berkahwin di Kedah: Kesan Faktor Agama, Anak, dan Pendidikan. *Jurnal Ekonomi Malaysia* 37: 49-79.
- Lokshin, M. & Fong, M. 2006. Women's Labour Force Participation and Child Care in Romania. *Journal of Development Studies* 42(1): 90-109.

- Long, S. 1997. *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables (Advanced Quantitative Techniques in the Social Sciences)*. Sage Publications.
- Long, S & Freese, J. 2003. *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. Texas: Stata Press Publication.
- Maddala, G.S. 1983. *Limited-dependent and Qualitative Variables in Economics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Maimunah Ismail & Aminah Ahmad (pynt). 1999. *Women & Work: Challenges in Industrializing Nations*. London: Asean Academic Press.
- Malaysia, Kementerian Sumber Manusia "Laporan Pasaran Buruh 2000" <http://www.mohr.gov.my/new/pasaran-buruh-thn.htm>
- Malaysia. Jabatan Perangkaan Malaysia (pelbagai tahun) Laporan Penyiasatan Tenaga Buruh Kuala Lumpur Malaysia. 1999. Laporan Ekonomi 1999/2000. Kuala Lumpur
- Mazumdar, D. 1981. *The Urban Labor Market and Income Distribution: A Study of Malaysia*. New York: Oxford University Press.
- McConnell, C.R., Brue, S.L. & MacPherson, D.A. 1999. *Contemporary Labor Economics*. 5<sup>th</sup> ed. Boston: Irwin McGraw Hill Inc.
- Michalopoulos, C. & Robins, P.K. 2002. [Employment and child-care choices of single-parent families in Canada and the United States](#). *Journal of Population Economics* 15(3): 465-493.
- Mincer, J. 1962 Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply. Dlm. Lewis, H.G. (pynt) *Aspects of Labor Economics*, hlm.63-106. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Mroz, T.A. 1987. The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions. *Econometrica* 55: 765-799.
- Nakamura, A. & Nakamura, M. 1994. Predicting Female Labor Supply: Effects of Children and Recent Work Experience. *The Journal of Human Resources* XXIX: 305-327.
- Oishi, A.S. 2001. The Effect of Childcare Costs on Mothers' Labor Force Participation. Kertas kerja The Distribution of Income Project 1999-2001. hlm. s51-s65.
- Powell, L.M. 1998. Part-time versus Full-time Work and Child Care Costs: Evidence for Married Mothers. *Applied Economics* 30(4): 503-511.
- Powell, L. 2002. Joint Labor Supply and Childcare Choice Decisions of Married Mothers. *Journal of Human Resources* 37(1): 106-129.
- Quisumbing, A.R., Hallman, K, & Ruel, M.T. 2005. Maquiladoras and Market Mamas: Women's Work and Child care in Guatemala City and Accra. Kertas Perbincangan 152, Food Consumption and Nutrition Division of the International Food Policy Research Institute (FCDC- IFPRI)
- Rahmah Ismail. 1996. *Wanita & Pekerjaan*. Bangi: Penerbit UKM.
- Rahmah Ismail & Fatimah Said. 1999. Women's Education and Household Activities. Dlm. Maimunah Ismail & Aminah Ahmad (pynt.) *Women & Work: Challenges in Industrializing Nations*. Hlm. 27-56. London: Asean Academic Press.
- Rahmah Ismail & Chamhuri Siwar, 2000. Penentu Penawaran Buruh dan Pendapatan Wanita: Kajian Kes Sahabat Amanah Ikhtiar Malaysia" Pasca Sidang Bengkel Hasil Penyelidikan Kumpulan Wang Pengajian Pembangunan (Bank of Tokyo), Fakulti Ekonomi, Universiti Kebangsaan Malaysia, Oktober 2000.
- Ribar, D. 1992. Child Care and the Labor Supply of Married Women. *Journal of Human Resources* 27(1): 134-165.
- Rosen, S. 1974. Hedonic prices and implicit markets. *Journal of Political Economy* 82: 34-55.
- Sekaran, Uma. 1992. *Research Methods For Business: A Skill Building Approach* 2<sup>nd</sup> ed. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Shahina Amin. 2003. Life-cycle Labor Supply of Married Women and Family Income Inequality in Malaysia. *Journal of the Asia Pacific Economy* 8(1): 1-18.
- Stolzenberg, R.M. & Waite, L.J. 1984. Local Labor Market, Children and Labor Force Participation of Wives. *Demography* 21(2): 157-168.
- Veum, J.R.& Gleason, P.M. 1991. Child Care: Arrangements and Costs. *Monthly Labor Review* October: 10-17.

## LAMPIRAN A

## UPAH TERANGGAR

```
heckman pdptn dselangor dbandar tdidik pglmn, select ( bekerja= dselangor
dbandar umur tdidik pglmn pdptns anak06) robust
```

```
Iteration 0: log pseudo-likelihood = -2726.1622
Iteration 1: log pseudo-likelihood = -2711.0843
Iteration 2: log pseudo-likelihood = -2706.2797
Iteration 3: log pseudo-likelihood = -2704.7012
Iteration 4: log pseudo-likelihood = -2704.3641
Iteration 5: log pseudo-likelihood = -2704.3625
Iteration 6: log pseudo-likelihood = -2704.3625
```

```
Heckman selection model          Number of obs   =       600
(regression model with sample selection)  Censored obs   =       281
                                           Uncensored obs =       319
```

```
Log pseudo-likelihood = -2704.362          Wald chi2(4)    =       140.79
                                           Prob > chi2     =       0.0000
```

	Coef.	Robust Std. Err.	Z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----						
pdptn						
dselangor	258.316	107.3838	2.41	0.016	47.84771	468.7843
dbandar	233.6844	82.56169	2.83	0.005	71.86647	395.5023
tdidik	173.74	16.34091	10.63	0.000	141.7125	205.7676
pglmn	55.92165	6.313947	8.86	0.000	43.54654	68.29676
_cons	-2116.838	275.759	-7.68	0.000	-2657.316	-1576.36
-----						
bekerja						
dselangor	.4992729	.1178337	4.24	0.000	.268323	.7302228
dbandar	.2993177	.1219115	2.46	0.014	.0603755	.5382599
umur	-.0304834	.0067838	-4.49	0.000	-.0437795	-.0171873
tdidik	.1630395	.0234668	6.95	0.000	.1170454	.2090336
pglmn	.1272614	.0096439	13.20	0.000	.1083598	.146163
pdptns	-.0003023	.0000369	-8.20	0.000	-.0003746	-.00023
anak06	-.1118521	.0506509	-2.21	0.027	-.2111261	-.0125782
_cons	-1.622585	.3929645	-4.13	0.000	-2.392781	-.8523885
-----						
/athrho	2.544135	.3721553	6.84	0.000	1.814724	3.273546
/lnsigma	6.671803	.0891866	74.81	0.000	6.497001	6.846606
-----						
rho	.9877383	.0090706			.9483097	.9971355
sigma	789.8187	70.44126			663.1498	940.6828
lambda	780.1341	73.74319			635.6001	924.6681
-----						
Wald test of indep. Eqns. (rho = 0):				chi2(1) =	46.73	Prob > chi2 = 0.0000

**LAMPIRAN B**

KOS JAGAAN ANAK TERANGGAR (kosja)

```
heckman kja_bulan dselangor dbandar jam_kerja jam_kerjas pdptns anak06 anak712
anak1317 anak18 ahli_la> in, select ( jagaanlain= pdptns anak06 anak712 anak1317
anak18 ahli_lain upah) robust
```

```
Iteration 0: log pseudo-likelihood = -1162.6722
Iteration 1: log pseudo-likelihood = -1162.0887
Iteration 2: log pseudo-likelihood = -1162.0753
Iteration 3: log pseudo-likelihood = -1162.0752
```

```
Heckman selection model                               Number of obs   =       600
(regression model with sample selection)              Censored obs   =       441
                                                       Uncensored obs =       159
```

```
Log pseudo-likelihood = -1162.075                    Wald chi2(10)   =       53.11
                                                       Prob > chi2    =       0.0000
```

	Coef.	Robust Std. Err.	Z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----						
kja_bulan						
dselangor	11.84173	17.60623	0.67	0.501	-22.66585	46.34932
dbandar	53.58214	17.42546	3.07	0.002	19.42886	87.73542
jam_kerja	1.259395	.4861147	2.59	0.010	.3066273	2.212162
jam_kerjas	1.56237	.4779877	3.27	0.001	.6255314	2.499209
pdptns	-.0021882	.009299	-0.24	0.814	-.020414	.0160376
anak06	-46.75891	14.12315	-3.31	0.001	-74.43978	-19.07804
anak712	-2.019337	11.07764	-0.18	0.855	-23.73112	19.69245
anak1317	4.519384	11.54165	0.39	0.695	-18.10183	27.1406
anak18	16.60125	30.1553	0.55	0.582	-42.50205	75.70455
ahli_lain	2.015612	5.476279	0.37	0.713	-8.717697	12.74892
_cons	61.50804	40.86658	1.51	0.132	-18.58899	141.6051
-----						
jagaanlain						
pdptns	-.0000519	.0000692	-0.75	0.453	-.0001876	.0000838
anak06	.6717036	.1049176	6.40	0.000	.4660689	.8773384
anak712	-.0184328	.0774293	-0.24	0.812	-.1701914	.1333258
anak1317	-.1511114	.0970551	-1.56	0.119	-.3413359	.0391131
anak18	-.7285192	.1772139	-4.11	0.000	-1.075852	-.3811864
ahli_lain	.0980469	.0530248	1.85	0.064	-.0058798	.2019736
upah	.0005973	.0001052	5.68	0.000	.0003911	.0008034
_cons	-1.382628	.1578573	-8.76	0.000	-1.692023	-1.073233
-----						
/athrho	-.5827462	.2616976	-2.23	0.026	-1.095664	-.0698284
/lnsigma	4.629467	.0812022	57.01	0.000	4.470314	4.788621
-----						
rho	-.5246586	.189661			-.7989361	-.0697152
sigma	102.4595	8.319935			87.38416	120.1356
lambda	-53.75625	23.05616			-98.94549	-8.567007
-----						
Wald test of indep. Eqns. (rho = 0):	chi2(1) =	4.96	Prob > chi2 =	0.0260		

## LAMPIRAN C

MODEL KEBARANGKALIAN BEKERJA (Pemboleh ubah Pilihan)

```
probit bekerja dselangor dbandar umur umur2 dstatus dsihat dasar pdptns
anak06 anak712 anak1317 anak18 upah kosja, robust
```

```
Iteration 0: log pseudo-likelihood = -414.68417
Iteration 1: log pseudo-likelihood = -219.96689
Iteration 2: log pseudo-likelihood = -167.56744
Iteration 3: log pseudo-likelihood = -149.58089
Iteration 4: log pseudo-likelihood = -145.83572
Iteration 5: log pseudo-likelihood = -145.63101
Iteration 6: log pseudo-likelihood = -145.63028
```

```
Probit estimates                               Number of obs =      600
                                                Wald chi2(14) =    195.30
                                                Prob > chi2      =     0.0000
Log pseudo-likelihood = -145.63028           Pseudo R2        =     0.6488
```

bekerja	Coef.	Robust Std. Err.	Z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dselangor	-.9701467	.2039698	-4.76	0.000	-1.36992	-.5703733
dbandar	-1.268168	.2415532	-5.25	0.000	-1.741604	-.7947326
umur	.1422392	.0747059	1.90	0.057	-.0041816	.2886599
umur2	-.0019193	.0010181	-1.89	0.059	-.0039148	.0000762
dstatus	-.8818274	.3393304	-2.60	0.009	-1.546903	-.216752
dsihat	.4577355	.7671729	0.60	0.551	-1.045896	1.961367
dasar	.1087249	.1703201	0.64	0.523	-.2250962	.4425461
pdptns	-.0005714	.0001063	-5.37	0.000	-.0007797	-.000363
anak06	-.4703692	.0997558	-4.72	0.000	-.665887	-.2748514
anak712	.1446066	.1471911	0.98	0.326	-.1438827	.433096
anak1317	.1818269	.1321261	1.38	0.169	-.0771355	.4407893
anak18	.3616495	.1010488	3.58	0.000	.1635976	.5597014
upah	.0026776	.0002258	11.86	0.000	.002235	.0031203
kosja	.0225874	.0038379	5.89	0.000	.0150653	.0301094
_cons	-3.933697	1.443653	-2.72	0.006	-6.763204	-1.104189

NILAI KESAN MARGINAL

```
Probit estimates                               Number of obs =      600
                                                Wald chi2(14) =    195.30
                                                Prob > chi2      =     0.0000
Log pseudo-likelihood = -145.63028           Pseudo R2        =     0.6488
```

bekerja	dF/dx	Robust Std. Err.	Z	P> z	x-bar	[ 95% C.I. ]	
dselan~r*	-.3626286	.0696152	-4.76	0.000	.5	-.499072	-.226185
dbandar*	-.4502198	.0704451	-5.25	0.000	.581667	-.58829	-.31215
umur	.0551395	.0290006	1.90	0.057	38.0983	-.001701	.11198
umur2	-.000744	.000395	-1.89	0.059	1574.63	-.001518	.00003
dstatus*	-.2854971	.0789721	-2.60	0.009	.925	-.440279	-.130715
dsihat*	.1809682	.2997933	0.60	0.551	.966667	-.406616	.768552
dasar*	.0420875	.0657821	0.64	0.523	.463333	-.086843	.171018
pdptns	-.0002215	.0000422	-5.37	0.000	1291.47	-.000304	-.000139
anak06	-.1823403	.0382434	-4.72	0.000	.643333	-.257296	-.107385
anak712	.0560573	.0567556	0.98	0.326	.625	-.055182	.167296
anak1317	.0704858	.0509563	1.38	0.169	.451667	-.029387	.170358
anak18	.1401947	.0384375	3.58	0.000	1.19667	.064859	.215531
upah	.001038	.0000878	11.86	0.000	607.712	.000866	.00121
kosja	.0087561	.0014153	5.89	0.000	94.2995	.005982	.01153
obs. P	.5316667						
pred. P	.5946807	(at x-bar)					

(\*) dF/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1



LAMPIRAN D

MNL dan RRR (relative risk ratios)

mlogit jenis4cc dselangor dbandar umur tdidik dasar jam\_kerja pglmn tdidiks pdptns jam\_kerjas anak06 anak712 anak1317 anak18 ahli\_lain upah kosja if anak06>0, base (1) robust nolog

Multinomial logistic regression  
 Number of obs = 266  
 Wald chi2(51) = 119.51  
 Prob > chi2 = 0.0000  
 Pseudo R2 = 0.4155  
 Log pseudo-likelihood = -201.37038

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dselangor	.0076305	.6334566	0.01	0.990	-1.233922	1.249183
dbandar	-.5315848	.736076	-0.72	0.470	-1.974267	.9110977
umur	.0050628	.0663576	0.08	0.939	-.1249956	.1351213
tdidik	.2027567	.1101103	1.84	0.066	-.0130555	.4185689
dasar	.2866368	.5089551	0.56	0.573	-.710897	1.28417
jam_kerja	.0604661	.0161302	3.75	0.000	.0288515	.0920807
pglmn	.0170255	.072334	0.24	0.814	-.1247465	.1587974
tdidiks	-.0284558	.0159784	-1.78	0.075	-.0597729	.0028613
pdptns	-.0001299	.0002237	-0.58	0.561	-.0005683	.0003085
jam_kerjas	-.0533759	.0184922	-2.89	0.004	-.0896199	-.0171318
anak06	-.8302774	.3348996	-2.48	0.013	-1.486669	-.1738862
anak712	.0601646	.2791984	0.22	0.829	-.4870541	.6073834
anak1317	.1092629	.3596358	0.30	0.761	-.5956103	.8141361
anak18	-2.629982	.7816087	-3.36	0.001	-4.161907	-1.098057
ahli_lain	.3050628	.3895295	0.78	0.434	-.458401	1.068527
upah	.0009415	.0008213	1.15	0.252	-.0006682	.0025512
kosja	.0218985	.0077205	2.84	0.005	.0067666	.0370304
_cons	-2.78873	2.03496	-1.37	0.171	-6.777178	1.199717
dselangor	.4260495	.6532543	0.65	0.514	-.8543054	1.706404
dbandar	-.6407469	.8401046	-0.76	0.446	-2.287322	1.005828
umur	.0124334	.0632756	0.20	0.844	-.1115845	.1364514
tdidik	.1336433	.096791	1.38	0.167	-.0560635	.3233502
dasar	-.1694364	.5952886	-0.28	0.776	-1.336181	.9973079
jam_kerja	.0564822	.0189818	2.98	0.003	.0192786	.0936858
pglmn	-.0258767	.0660022	-0.39	0.695	-.1552386	.1034852
tdidiks	-.0600128	.0183425	-3.27	0.001	-.0959634	-.0240621
pdptns	.0001365	.0001884	0.72	0.469	-.0002328	.0005059
jam_kerjas	-.0514321	.0194132	-2.65	0.008	-.0894813	-.0133828
anak06	-.9534734	.3763426	-2.53	0.011	-1.691091	-.2158554
anak712	.2913734	.3136885	0.93	0.353	-.3234448	.9061916
anak1317	.427268	.3763956	1.14	0.256	-.3104539	1.16499
anak18	-1.096528	.657359	-1.67	0.095	-2.384928	.1918724
ahli_lain	.4369907	.4299078	1.02	0.309	-.405613	1.279594
upah	.0018705	.000831	2.25	0.024	.0002419	.0034991
kosja	.0269662	.0084683	3.18	0.001	.0103687	.0435637
_cons	-4.23413	2.059938	-2.06	0.040	-8.271534	-.196726
dselangor	-.5896213	.7213321	-0.82	0.414	-2.003406	.8241637
dbandar	.9082299	1.033195	0.88	0.379	-1.116794	2.933254
umur	.0321238	.0859773	0.37	0.709	-.1363886	.2006362
tdidik	.2437695	.1257764	1.94	0.053	-.0027478	.4902868
dasar	-1.362283	.6870379	-1.98	0.047	-2.708853	-.0157139
jam_kerja	.0752957	.0180916	4.16	0.000	.0398369	.1107545
pglmn	-.0557742	.0733612	-0.76	0.447	-.1995596	.0880112
tdidiks	-.0776958	.0286329	-2.71	0.007	-.1338153	-.0215763
pdptns	-.0001227	.000288	-0.43	0.670	-.0006871	.0004418
jam_kerjas	-.0407189	.025448	-1.60	0.110	-.0905961	.0091583
anak06	-1.106698	.4067027	-2.72	0.007	-1.903821	-.3095756
anak712	.2189205	.3319425	0.66	0.510	-.4316748	.8695159
anak1317	1.238699	.4035503	3.07	0.002	.4477545	2.029643
anak18	-.5628781	.781724	-0.72	0.471	-2.095029	.9692728

bersambung...

```

...sambungan
  ahli_lain | .3168017 .4519614 0.70 0.483 -.5690262 1.20263
    upah | .0015277 .0008621 1.77 0.076 -.000162 .0032175
    kosja | .0370302 .0083545 4.43 0.000 .0206557 .0534047
    _cons | -8.45524 3.296524 -2.56 0.010 -14.91631 -1.994172
  
```

(Outcome jenis4cc==1 is the comparison group)

. mlogit, rrr

```

Multinomial logistic regression          Number of obs =      266
                                         Wald chi2(51)  =     119.51
                                         Prob > chi2    =      0.0000
Log pseudo-likelihood = -201.37038      Pseudo R2     =      0.4155
  
```

jenis4cc	RRR	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dselangor	1.00766	.6383087	0.01	0.990	.2911486	3.487491
dbandar	.5876729	.4325719	-0.72	0.470	.138863	2.487051
umur	1.005076	.0666944	0.08	0.939	.8825008	1.144676
tdidik	1.224774	.1348603	1.84	0.066	.9870294	1.519785
dasal	1.33194	.6778978	0.56	0.573	.4912034	3.611671
jam_kerja	1.062332	.0171356	3.75	0.000	1.029272	1.096453
pglm	1.017171	.073576	0.24	0.814	.8827206	1.1721
tdidiks	.9719452	.0155301	-1.78	0.075	.9419784	1.002865
pdptns	.9998701	.0002237	-0.58	0.561	.9994318	1.000309
jam_kerjas	.9480236	.017531	-2.89	0.004	.9142786	.9830141
anak06	.4359284	.1459922	-2.48	0.013	.2261247	.8403926
anak712	1.062011	.2965118	0.22	0.829	.6144338	1.835622
anak1317	1.115456	.4011578	0.30	0.761	.551226	2.257225
anak18	.0720798	.0563382	-3.36	0.001	.0155778	.3335184
ahli_lain	1.35671	.5284786	0.78	0.434	.6322939	2.911087
upah	1.000942	.000822	1.15	0.252	.9993321	1.002554
kosja	1.02214	.0078914	2.84	0.005	1.00679	1.037725
dselangor	1.531197	1.000261	0.65	0.514	.4255787	5.509117
dbandar	.5268987	.4426501	-0.76	0.446	.1015381	2.73417
umur	1.012511	.0640673	0.20	0.844	.8944158	1.146199
tdidik	1.142985	.1106306	1.38	0.167	.9454791	1.381749
dasal	.8441405	.5025072	-0.28	0.776	.2628477	2.710974
jam_kerja	1.058108	.0200848	2.98	0.003	1.019466	1.098215
pglm	.9744553	.0643162	-0.39	0.695	.8562109	1.109029
tdidiks	.9417525	.0172741	-3.27	0.001	.9084972	.9762251
pdptns	1.000137	.0001885	0.72	0.469	.9997672	1.000506
jam_kerjas	.9498682	.01844	-2.65	0.008	.9144054	.9867063
anak06	.3854001	.1450425	-2.53	0.011	.1843183	.8058518
anak712	1.338264	.4197981	0.93	0.353	.7236519	2.474879
anak1317	1.533063	.5770383	1.14	0.256	.7331142	3.20589
anak18	.3340289	.2195769	-1.67	0.095	.0920956	1.211516
ahli_lain	1.548042	.6655152	1.02	0.309	.6665681	3.595182
upah	1.001872	.0008325	2.25	0.024	1.000242	1.003505
kosja	1.027333	.0086997	3.18	0.001	1.010423	1.044527
dselangor	.5545373	.4000055	-0.82	0.414	.1348751	2.279973
dbandar	2.479929	2.562249	0.88	0.379	.3273275	18.78867
umur	1.032645	.0887841	0.37	0.709	.8725035	1.22218
tdidik	1.27605	.160497	1.94	0.053	.997256	1.632784
dasal	.2560754	.1759335	-1.98	0.047	.0666132	.9844089
jam_kerja	1.078203	.0195064	4.16	0.000	1.040641	1.117121
pglm	.9457527	.0693816	-0.76	0.447	.8190914	1.092
tdidiks	.9252458	.0264925	-2.71	0.007	.8747516	.9786548
pdptns	.9998774	.000288	-0.43	0.670	.9993131	1.000442
jam_kerjas	.960099	.0244326	-1.60	0.110	.9133865	1.0092
anak06	.3306489	.1344758	-2.72	0.007	.1489982	.7337583
anak712	1.244732	.4131796	0.66	0.510	.6494205	2.385756
anak1317	3.451119	1.3927	3.07	0.002	1.564795	7.611366
anak18	.5695674	.4452445	-0.72	0.471	.1230667	2.636027

bersambung...

...sambungan							
ahli_lain		1.37273	.6204211	0.70	0.483	.5660764	3.328859
upah		1.001529	.0008634	1.77	0.076	.999838	1.003223
kosja		1.037724	.0086697	4.43	0.000	1.02087	1.054856

-----  
 (Outcome jenis4cc==1 is the comparison group)

### LAMPIRAN E

#### KOD DAN KETERANGAN PEMBOLEH UBAH YANG DIGUNAKAN

KOD	Keterangan	Kategori (pemboleh ubah dami)
bekerja	mereka yang bekerja sekurang-kurangnya satu jam semasa minggu rujukan untuk upah (berbentuk wang atau barang-barang), keuntungan dan faedah keluarga (kecuali kerja rumah tangga sendiri).	Bekerja=1, Tidak =0
dselangor	kategori negeri maju	Selangor = 1, Kedah = 0
dbandar	jenis kawasan	Bandar = 1, luar Bandar = 0
umur	Umur (diukur dalam tahun)	
umur2	Umur kuasa-dua	
tdidik	Tahun pendidikan	Rendah =6 tahun Menengah = 11 tahun STPM/Diploma =13 tahun Ijazah = 17 tahun
dstatus	Status perkahwinan	Bersuami = 1, Tidak = 0
dsihat	Status kesihatan	Sihat = 1, Tidak = 0
dasal	Status tempat tinggal	Asal Kelahiran =1, Bukan = 0
pglm	Tahun pengalaman kerja (diukur dalam tahun)	
pglm2	Tahun pengalaman kerja kuasa-dua (diukur dalam tahun)	
jam_kerja	Jam bekerja (diukur dalam jam seminggu)	
umurs	Umur suami (diukur dalam tahun)	
tdidiks	Tahun pendidikan suami	Rendah =6 tahun Menengah = 11 tahun STPM/Diploma =13 tahun Ijazah = 17 tahun
jam_kerjas	Jam bekerja suami (diukur dalam jam seminggu)	
pdptns	Jumlah pendapatan suami (diukur dalam RM)	
anak06	Bilangan anak dalam kumpulan umur 0 hingga 6 tahun	
anak712	Bilangan anak dalam kumpulan umur 7 hingga 12 tahun	
anak1317	Bilangan anak dalam kumpulan umur 13 hingga 17 tahun	
anak180	Bilangan anak dalam kumpulan umur 18 tahun dan ke atas.	
ahli_lain	Bilangan ahli keluarga dewasa lain dalam isi rumah	
upah	Pendapatan sebenar + upah teranggar (bagi yang tiada upah) RM sebulan	
kosja	Kos jagaan anak sebenar + kos jagaan anak teranggar (bagi yang tiada kos) RM sebulan	
jenis4cc	Jenis jagaan anak yang berumur 0-6 tahun	=1 jagaan sendiri =2 jagaan ahli keluarga =3 jagaan jiran/pengasuh =4 jagaan formal-berbayar (tadika, taska & pembantu rumah)