

ALOCAÇÃO INTRAFAMILIAR DO CONSUMO E CUSTO CRIANÇA: UM ESTUDO APLICADO AO BRASIL

Fernanda de Castro e Walter Belluzo Júnior

Universidade de São Paulo

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto – FEARP/USP

Resumo

Dado o *tradeoff* existente entre a quantidade e a qualidade de filhos, uma questão de interesse é: como crianças afetam a distribuição de recursos em uma família? Para responder a essa pergunta, a hipótese de separabilidade entre o consumo de pais e filhos é presunção necessária em qualquer tentativa de estudar a alocação intrafamiliar de bens. Essa hipótese implica em um processo de estimação no qual o efeito observável de variáveis demográficas sobre a propensão marginal a consumir bens de adulto é a chave para identificar a regra que governa a distribuição de consumo entre pais e filhos e a alocação intrafamiliar de bens. Apesar da importância desse tipo de informação para a análise de políticas públicas, parece não haver estimativas desse tipo de estudo para o Brasil. Este artigo pretende contribuir para a eliminação dessa lacuna na literatura. Os resultados obtidos utilizando a Pesquisa de Orçamentos Familiares do IBGE de 2003 indicam que as famílias tendem a alocar noventa e um por cento de seu consumo total para os pais e nove por cento para seus filhos. Testes para a hipótese de separabilidade confirmam esses resultados.

Palavras-chave: Custo criança. Escalas de equivalência. Propensão marginal a consumir.

Classificação JEL: C01, D13, J13.

Abstract

Given the tradeoff between the quantity and the quality of children, one question of interest is: how children affect the distribution of resources in a family? To answer this question, the separability between parents' and children's consumption is a necessary assumption in any attempt to study the intrafamily allocation of goods. This assumption implies an estimation procedure where the observed effect of demographic variables on the marginal propensity to consume adult goods is the key for identifying the rule governing the distribution between children's and parents' consumption and the intrafamily allocation of goods. In spite of the importance of this sort of information to policy making, apparently there are no studies like this for Brazil. This paper intends to contribute to the elimination of this gap in the literature. The results obtained using IBGE's 2003 household survey indicate that families tend to allocate ninety-one percent of their consumption to parents and nine percent to their children. Tests for the separability assumption itself uphold these findings.

Key words: Child cost. Equivalence scales. Marginal propensity to consume.

JEL Classification: C01, D13, J13.

Área 11 - Economia Social e Demografia Econômica

ALOCAÇÃO INTRAFAMILIAR DO CONSUMO E CUSTO CRIANÇA: UM ESTUDO APLICADO AO BRASIL

1. Introdução

A formação de capital humano é uma das principais fontes de crescimento e desenvolvimento econômico. Por esse motivo, estudo das decisões de investimento nesse tipo de capital pelas famílias é crucial para a formulação e avaliação de políticas públicas. Nesse contexto, a decisão entre a quantidade e qualidade das crianças, tal como proposto por Becker e Lewis (1973), assume papel crucial na análise.

A escolha da qualidade das crianças envolve uma série de decisões por parte da família. Em geral, é possível pensar em termos de uma função de produção familiar em que os pais alocam tempo para produzir consumo, lazer e capital humano, de modo que, dada a limitação de recursos, fica claro o *tradeoff* entre quantidade e qualidade dos filhos. Gronau (1973), por exemplo, explora a conexão entre alocação de tempo e a produção de serviços relacionados às crianças (*child services*), destacando o efeito de filhos sobre o valor do tempo das esposas e suas relações com as decisões de fecundidade. Dessa forma, uma questão relevante é de que maneira a presença de uma criança na família influencia a alocação de recursos na mesma.

Existem várias abordagens propostas na literatura para mensurar essa alteração na alocação de recursos. Dentre essas abordagens, uma das mais interessantes consiste em analisar dados sobre a alocação de tempo pelos pais dentre uma série de atividades. Aronsson, Daunfeldt e Wikström (2001), por exemplo, desenvolvem um modelo de decisão coletiva para analisar a produção familiar sob essa perspectiva. Gronau (1976) utiliza uma função de bem-estar familiar para modelar a alocação de tempo das esposas em relação aos maridos.

Ainda que potencialmente mais informativas, a aplicação das abordagens baseadas na alocação de tempo são restritas pela falta de informações detalhadas sobre a alocação de tempo pela família. Uma alternativa a esse problema é medir o total de recursos direcionados à formação de capital humano (qualidade dos filhos) indiretamente. Especificamente, pode-se relacionar a quantidade de recursos direcionados para a qualidade dos filhos à compensação necessária para que uma família com criança alcance o mesmo nível de bem-estar que se observaria sem a mesma. Sob essa perspectiva, algumas famílias precisariam de compensações maiores pois teriam direcionado mais recursos para a qualidade dos filhos. Essa compensação é o que se costuma denominar na literatura de custo criança.

Cabe ressaltar que o custo criança envolve uma grande variedade de efeitos, nem todos necessariamente relacionados a formação de capital humano. Dessa forma, é importante destacar que a relação proposta entre custo criança e formação de capital humano deve ser interpretada como uma aproximação. De fato, a principal motivação para o estudo do custo criança é a definição de escalas de equivalência que permitam comparar o bem-estar de famílias com diferentes composições, tal como explorado por Deaton e Muellbauer (1986). De qualquer forma, como esses mesmos autores reconhecem, as teorias mais respeitadas sobre decisões de fecundidade e formação de capital humano (BECKER, 1960; BECKER; LEWIS, 1973; BECKER; TOMES, 1976) estão fundamentadas em custo criança como um dos fatores mais importantes para a determinação desse tipo de demanda (DEATON; MUELLBAUER, 1986).

Entre os métodos mais conhecidos para o cálculo do custo criança está o método proposto por Engel, que toma como base os gastos com alimentação, e o método de

Rothbarth, que considera em seu cálculo os gastos com bens de adulto. Como uma variante desse último, está o método proposto por Gronau (1991), que utiliza para tanto a hipótese de separabilidade no consumo de pais e filhos, método o qual este artigo utilizar-se-á para estudar o efeito observado de variáveis demográficas sobre a propensão marginal a consumir bens de adulto, que, por sua vez, será um indicador do efeito dessas variáveis sobre o consumo global dos pais em uma família.

A importância da realização de estudos desse tipo num país em desenvolvimento como o Brasil é clara, visto que o melhor entendimento do custo criança e da alocação de recursos para a formação de capital humano no âmbito da família é fundamental para o desenho e avaliação de políticas públicas.

2. Metodologia

O procedimento proposto por Gronau (1991) utiliza a hipótese de separabilidade entre a utilidade dos pais e dos filhos para identificar a regra de distribuição de consumo na família. Tal hipótese implica um processo de decisão em dois estágios, que é explorado para fins de identificação. Esse método sugere um procedimento de estimação que é uma variante do método de Rothbarth, no qual o efeito observável de variáveis demográficas na propensão marginal a consumir bens de adulto é usado como indicador do efeito dessas variáveis no consumo total dos pais.

Segundo Gronau, um aumento da família está associado a um aumento no consumo do lar. Para que se possa estudar como mudanças demográficas alteram a alocação de recursos em uma família, há de se supor que o lazer e o consumo futuro não se alteram para que se possa, então, examinar o efeito de variáveis demográficas sobre o consumo.

Uma vez que crianças adicionais podem afetar o consumo de seus pais de três maneiras: afetando os gostos paternos (e os parâmetros de sua função utilidade), afetando o nível de preços perante à família e reduzindo os recursos que podem ser usados pelos pais em seu próprio consumo, há a necessidade de se assumir implicitamente que os gostos paternos em seu próprio consumo não são afetados por mudanças demográficas na família e que a única mudança que ocorre é a redução do orçamento devido ao aumento da demanda por recursos.

Embora a hipótese de separabilidade no consumo de pais e filhos não seja uma hipótese natural no contexto de consumo dos mesmos e muitas objeções sejam feitas à ela na literatura, tal hipótese tem se mostrado muito popular para vários teóricos.

A estrutura de análise, segundo o método proposto, consiste em um modelo de apenas um período e a decisão de consumo cabendo apenas aos pais, de maneira que sua função utilidade possua dois componentes: a utilidade derivada de seu próprio consumo (U^A) e a utilidade derivada do consumo de seus filhos (U^B), sendo os “bens de família” excluídos. Assim, a função utilidade pode ser separada em dois componentes:

$$U = U(U^A, U^B) \quad (1)$$

Por sua vez, U^j depende da quantidade de bens consumidos:

$$U^j = U^j(q_1^j, \dots, q_n^j) \quad j = A, B \quad (2)$$

As funções utilidade U^A e U^B frequentemente podem diferir, U^B dependendo do número de filhos, K .

Assumindo uma fonte de trabalho fixa, a função utilidade (1) é maximizada sujeita à restrição do orçamento:

$$\sum_{j=1}^n p_j q_j = X \quad (3)$$

em que $q_i = q_i^A + q_i^B$ e X denota a renda (ou o consumo total).

Assim, em um primeiro estágio, os pais decidem como alocar o consumo total entre eles (X^A) e seus filhos (X^B), de maneira que:

$$X^A + X^B = X \quad (4)$$

No segundo estágio, é decidido como alocar cada orçamento X^j entre diferentes bens:

$$\sum p_i q_i^j = X^j \quad j = A, B \quad (5)$$

O estudo sobre alocação intrafamiliar foca-se primariamente no primeiro estágio, tentando estimar a regra de distribuição de recursos:

$$X^A = h(X, p; K) \quad (6)$$

Assim, é esperado que o consumo paternal aumente com o consumo familiar total. O efeito de uma mudança em um dos preços p_i depende da participação do consumo de bens de pais e filhos e da elasticidade-preço de X^A . Por exemplo, um aumento no preço de comida pode aumentar o preço relativo do consumo das crianças caso a participação dos filhos nos gastos com comida seja maior que a participação de seus pais e, além disso, seja preço-inelástica.

A demanda familiar por qualquer bem específico depende da demanda separada dos pais e crianças por este bem e da distribuição de recursos dentro da família. Assim, o processo de decisão de alocação do orçamento em dois estágios implica que:

$$q_i^j = g_i^j(X^j, p) \quad j = A, B \quad (7)$$

Então, para famílias com crianças,

$$q_j = q^A + q^B = g_i^A[h(\cdot), p] + g_i^B[X - h(\cdot), p] \quad (8)$$

em que $h(\cdot)$ é a regra de distribuição.

Em termos práticos, o procedimento consiste em estimar a demanda dos pais $g^A(\cdot)$ por meio de uma amostra de famílias sem filhos (de maneira que $X^A = X$). Para obter a demanda das crianças, no entanto, não é possível utilizar uma amostra de famílias sem pais. Porém, geralmente, não há meios de separar elementos específicos da demanda dos filhos $g_i^B(\cdot)$ da regra de distribuição (h). Assim, a identificação de $h(\cdot)$ por meio da equação (8) requer que exista pelo menos um bem que não seja consumido por crianças, de maneira que para algum i , $g_i^B(\cdot) = 0$. Como sugerido por Rothbarth (1943), os bens de adulto tornam-se a chave para identificar a regra de distribuição. Nesse caso, a demanda de famílias com filhos pode ser reescrita como:

$$q_n = g_n^A[h(\cdot), p] \quad (9)$$

e $h(\cdot)$ pode ser identificado contanto que g_n^A seja uma função monotônica de X^A .

Sendo g_n^A e h lineares, para qualquer bem não consumido por crianças, a demanda numa família com crianças pode ser escrita como:

$$q_n = \alpha_0 + \alpha_1 S + \alpha_2 X^A \quad (10)$$

em que S são características da família e X^A é o orçamento total para adultos.

Mas numa família com crianças, deve-se considerar a regra de distribuição do orçamento global entre adultos e crianças. Por exemplo, pode-se assumir que:

$$X^A = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 X \quad (11)$$

em que X é o orçamento global e ressaltando que os preços (p) foram omitidos das estimativas *cross-section*. Dessa maneira, quando se estima a demanda por bens de adulto para famílias com crianças, na verdade está-se estimando:

$$q_n = (\alpha_0 + \alpha_2 \beta_0) + (\alpha_1 + \alpha_2 \beta_1) S + \alpha_2 \beta_2 X \quad (12)$$

ficando claro que não é possível estimar α 's e β 's separadamente. No entanto, como a equação (10) pode ser estimada a partir de uma amostra de famílias sem crianças, é possível se obter estimativas dos α 's que, em conjunto com as estimativas obtidas através de (12), podem ser utilizadas para estimar os β 's. Assim, comparando-se a propensão marginal a consumir bens de adulto (α_2 e $\alpha_2 \beta_2$), gera-se a estimativa da propensão marginal a consumir dos adultos, β_2 . Dados α_1 e α_2 , pode-se estimar o efeito de variáveis ambientais (β_1) em X^A .

A estimação de escalas de equivalência utilizando o método de Rothbarth é feito baseado na comparação da renda (ou gasto total) das famílias com o mesmo nível de gastos com bens de adulto. Dessa forma, se uma família de tamanho k com uma renda X gasta o mesmo montante (q_n) com bens de adulto que uma família de tamanho k_0 e uma renda X_0 , então, a razão $\frac{X}{X_0}$ é a medida da escala de equivalência (figura 1).

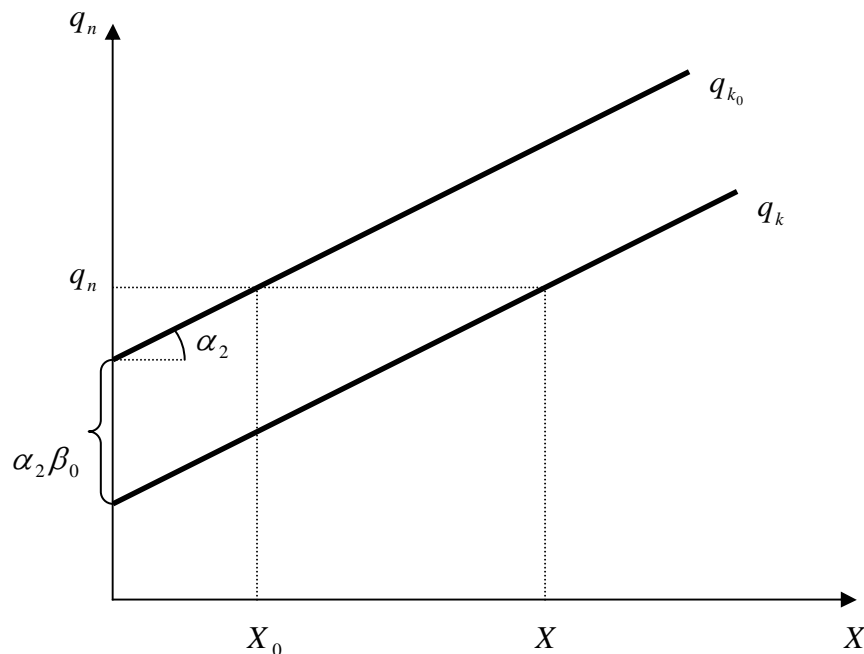


Figura 1 – Escala de equivalência pelo método de Rothbarth segundo Gronau

Segundo Gronau, a maioria dos estudos que se utiliza desse método assume que o efeito de variáveis demográficas é aditivo (ignorando o efeito sobre a propensão marginal a consumir - PMC). Comprando as equações (10) e (12), o efeito sobre o termo constante é igual a $\beta_0 \alpha_2$, refletindo tanto o custo fixo dos filhos (β_0) quanto a propensão marginal a

consumir (α_2). Dividindo esse efeito por α_2 (figura 1), a diferença $X - X_0$ resulta em uma estimativa dos custos fixos (β_0).

Além disso, a hipótese de que a PMC bens de adulto não é afetada pelo número de filhos resulta em estimadores viesados dos custos fixos. Segundo Gronau, impor que famílias com e sem filhos têm a mesma propensão marginal a consumir, acaba por subestimar a PMC de famílias sem filhos e superestima a PMC de famílias com filhos (figura 2). Uma vez que a inclinação da regressão e seu intercepto são negativamente correlacionados, isso leva a um viés para cima no intercepto em famílias sem filhos e a um viés para baixo no intercepto em famílias com filhos. Assim, tal fato superestima o efeito do custo fixo das crianças. A covariância entre a inclinação e o intercepto aumenta com o consumo médio. Uma vez que o consumo total está positivamente correlacionado com o número de filhos, o viés para cima do efeito do custo fixo dos filhos (e o viés para baixo do intercepto) é mais freqüente em famílias maiores (na figura 2, $a_0 > a > a_1$).

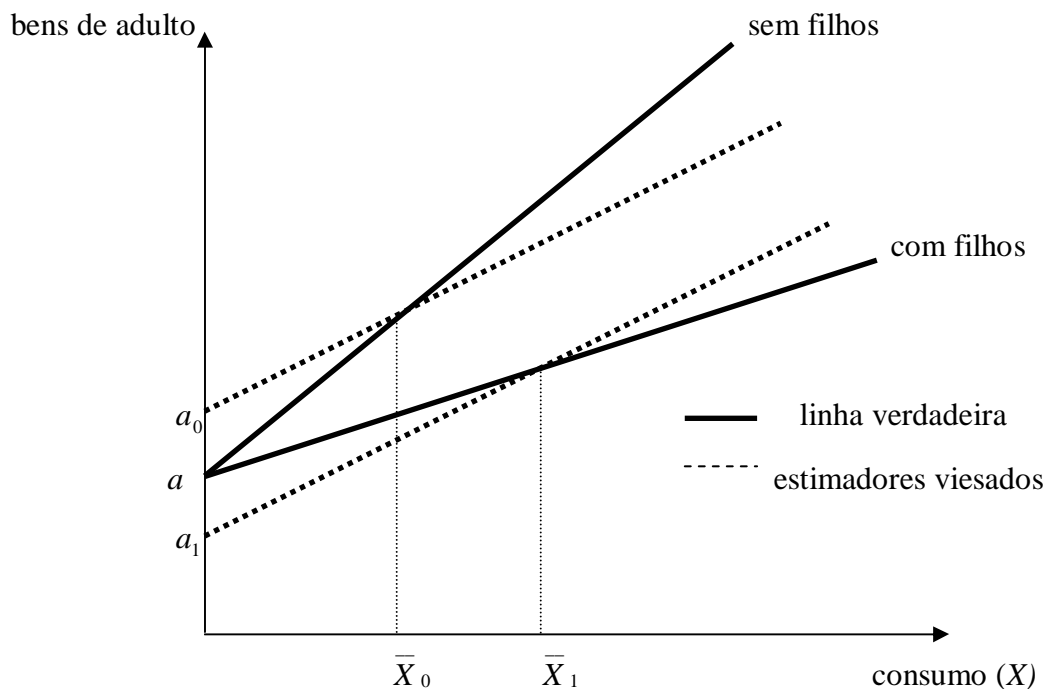


Figura 2 – Estimadores viesados dos custos fixos

Ainda segundo este autor, o termo “custo criança” não seria uma palavra adequada, uma vez que os pais empreendem gastos com seus filhos esperando aumentar o bem-estar presente e futuro desses últimos. Uma vez reconhecido o fato de que maiores gastos levam a uma maior qualidade dos filhos, dada essa variação na qualidade, são os gastos destinados às crianças o assunto de interesse. Dessa maneira, as estimativas de consumo dos filhos podem ser derivadas diretamente das estimativas obtidas a partir da regra de distribuição de consumo em uma família $h(X, S)$. O fato é que, o consumo das crianças aumenta com o seu número como resultado tanto do aumento de sua participação no consumo quanto devido ao aumento no consumo total da família. Esse aumento, no entanto, é menos que proporcional e, conseqüentemente, os gastos por filho declinam conforme o número de crianças aumenta. Segundo Gronau, não há maneiras de se dizer se a correlação negativa entre o número de filhos e os gastos por criança reflete retornos à escala de produção do lar ou substituição entre o número de crianças e sua qualidade.

3. Descrição dos Dados

Para a elaboração do banco de dados para o estudo da alocação intrafamiliar do consumo para o Brasil, será utilizada base de dados retirada da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) realizada pelo IBGE em 2003. A amostra apresenta informações de 48.470 famílias de todo o país.

Entre os bens considerados como bens de adulto, levou-se em conta os: gastos com bebidas alcoólicas, fumo, jogos e apostas e vestuário de homem e mulher. Ainda, uma vez que o processo de decisão de alocação dentro de um lar pode mudar com o número de adultos na família, este artigo procurou selecionar apenas famílias que possuem marido e mulher presentes, sendo estes os únicos adultos presentes no lar. Como proposto por Gronau, foram excluídas da amostra famílias com filhos com idade superior a quinze anos e que possuem mais de três filhos. Dessa forma, o banco conta com informações de famílias que possuem de dois a cinco membros e que possuem marido e mulher presentes, podendo o número de filhos variar de zero a três. Além disso, para evitar informações aberrantes que possivelmente poderiam vir a distorcer os resultados, o banco passou por um processo de filtragem de acordo com alguns parâmetros pré-estabelecidos. Assim, procurou-se selecionar na amostra apenas famílias cujo gasto total não ultrapassasse R\$300.000,00 anuais e cuja idade do chefe de família estivesse entre 21 e 70 anos. Quanto às características das mesmas, considerou-se: a educação do chefe de família (em anos de estudo), a idade do mesmo (e o quadrado deste termo), a região de residência (norte e nordeste, sul, sudeste e centro-oeste) e se família reside na área rural. No total, a amostra contém informações a respeito de 13.385 famílias, sendo que destas 3.360 (25,10%) não têm filhos, 4.059 (30,32%) têm apenas um filho, 4.172 (31,17%) têm dois filhos e 1.794 (13,40%) possuem três filhos.

4. Resultados Obtidos

Para dar início ao estudo, algumas estatísticas devem ser analisadas. Assim, a tabela 1 apresenta a média de algumas variáveis da amostra:

Tabela 1
Média de algumas variáveis segundo o método de Gronau

	Amostra Total	Número de Filhos				
		0	1	2	3	1 a 3
Educação do Chefe de Família	6,44	6,20	6,96	6,58	5,38	6,52
Idade do Chefe de Família	37,33	43,70	34,58	35,57	35,74	35,20
Renda Bruta Mensal	1.537,34	1.680,10	1.495,23	1.606,54	1.204,31	1.489,49
Gasto Total (Consumo Total)	18.236,66	18.948,61	17.983,82	19.039,04	15.609,32	17.998,04
Gasto com Bens de Adulto	700,89	763,04	702,53	686,53	614,21	680,06
Nº de observações	13.385	3.360	4.059	4.172	1.794	10.025
Porcentagem - %	100,00	25,10	30,32	31,17	13,40	74,90

Fonte: Elaboração própria com base em dados da POF.

Analisando a tabela acima, é possível observar que há uma estreita relação entre o número de filhos e os gastos com bens de adulto, ficando claro que quanto maior o número de crianças em uma família, menores são os gastos com esse tipo de bem, o que remete à idéia de Gronau, de que quanto maior o número de filhos, mais os pais abrem mão de seu próprio consumo em benefício de suas crianças. A proporção de gastos com bens de adulto com relação ao gasto total para as amostras acima é de aproximadamente 4%.

A princípio, estimou-se as regressões separadamente para cada amostra definida em função do número de filhos. Como resultado, as estatísticas parecem confirmar o que o método de Gronau propõe: há um declínio na propensão marginal a consumir bens de adulto conforme o número de filhos aumenta, o que pode ser visto nas três primeiras regressões, nas quais consideram-se famílias que não tem filhos, famílias com apenas uma criança e famílias com dois filhos respectivamente. A exceção ocorre quando se leva em conta famílias cujo número de filhos é igual a três, o que pode ser observado na última regressão. Tais conclusões podem ser confirmadas na tabela 2 abaixo:

Tabela 2
Regressão para bens de adulto de acordo com o método de Gronau

	Número de Filhos							
	0		1		2		3	
	Estimate	t-value	Estimate	t-value	Estimate	t-value	Estimate	t-value
Intercepto	47,7800	0,29	-12,5000	-0,08	305,2000	1,59	355,2000	1,12
Anos.Estudo	25,4600	6,27	21,5700	6,64	23,7200	7,33	6,2120	1,13
Idade	10,4400	1,36	12,8700	1,61	-7,9690	-0,78	-10,0900	-0,61
Idade²	-0,1383	-1,63	-0,1598	-1,60	0,1342	1,02	0,1795	0,87
Sul	32,0900	0,75	54,8900	1,60	73,1300	2,04	-66,6400	-1,08
Sudeste	45,6800	1,13	-23,8500	-0,72	-41,2300	-1,25	-71,4100	-1,34
Centro-Oeste	112,9000	2,73	108,3000	3,14	96,0800	3,04	29,0600	0,58
Rural	-45,1200	-1,21	-76,8600	-2,47	-37,5500	-1,29	-106,0000	-2,56
Gasto Total	0,0195	27,38	0,0177	27,84	0,0167	28,76	0,0251	23,02
Adjusted R²	0,2927		0,2569		0,2788		0,3079	

Fonte: Elaboração própria com base em dados da POF.

Analisando as estatísticas t acima descritas, pode-se concluir que algumas das variáveis que fazem referência às características da família mostram-se insignificantes, de maneira que se optou por omiti-las das regressões seguintes. As únicas variáveis mantidas foram: o nível de escolaridade do chefe de família e a *dummie* indicando se a família reside na área rural ou não. Assim, as novas regressões foram re-estimadas a partir da amostra geral da população, que conta com famílias de possuem de zero a três filhos. Além disso, a essas regressões foram adicionadas uma variável *dummie* (K) para indicar a presença ou não de filhos, a fim de que seja possível permitir diferentes inclinações e interceptos entre as amostras de famílias com diferentes composições demográficas. Dessa maneira, a equação a ser estimada passa a ser:

$$q_n = a_0 + a_1S + a_2X + a_3K + a_4KS + a_5KS \quad (13)$$

Comparando (13) com as equações (10) e (12), é possível encontrar que: $a_0 = est(\alpha_0)$, $a_1 = est(\alpha_1)$, $a_2 = est(\alpha_2)$, $a_3 = est(\alpha_2\beta_0)$, $a_4 = est(\alpha_2\beta_1)$ e $a_5 = est[\alpha_2(\beta_2 - 1)]$. Assim: $est(\beta_2) = 1 + \left(\frac{a_5}{a_2}\right)$, $est(\beta_1) = \left(\frac{a_4}{a_2}\right)$ e $est(\beta_0) = \left(\frac{a_3}{a_2}\right)$.

As novas regressões a serem estimadas passam a fornecer, então, dados que tornam a análise mais clara, o que pode ser visto na tabela 3:

Tabela 3
O Efeito de Filhos no Consumo de Bens de Adultos

	Regressão (1)		Regressão (2)		Regressão (3)		Regressão (4)	
	Estimate	t-value	Estimate	t-value	Estimate	t-value	Estimate	t-value
Intercepto	230,9000	16,63	283,9000	15,75	259,3000	12,88	227,1000	8,61
K			-72,7300	-4,60	-39,1700	-1,96	6,3710	0,21
Anos.Est	22,2600	12,23	22,6500	12,43	22,7200	12,47	28,6100	8,42
Anos.Est*K							-8,2530	-2,05
Rural	-63,3900	-3,72	-62,8400	-3,69	-63,2000	-3,72	-42,0500	-1,24
Rural*K							-28,0200	-0,71
G.Total	0,0187	55,05	0,0186	54,87	0,0199	34,47	0,0194	31,02
G.Total*K					-0,0018	-2,73	-0,0011	-1,49
Adjusted R²		0,2766		0,2777		0,2780		0,2781

Fonte: Elaboração própria com base em dados da POF.

Analisando a tabela acima, conclui-se que a existência de crianças reduz a propensão marginal a consumir bens de adulto entre seis e nove por cento. Colocando de uma maneira mais clara, a propensão marginal a consumir dos pais oscila entre 0,91 e 0,94 ao passo que a propensão marginal a consumir dos filhos fica entre 0,06 e 0,09. Ou seja, de acordo com a regressão (3):

$$\beta_2 = 1 + \left(\frac{-0,0018}{0,0199}\right) = 0,91$$

E segundo a regressão (4):

$$\beta_2 = 1 + \left(\frac{-0,0011}{0,0194}\right) = 0,94$$

Também se pode dizer que a alocação do consumo entre pais e filhos não é afetada caso a família resida ou não na área rural visto que sua estatística t é bem baixa ($t = -0,71$), mas parece ser afetada pelo nível de educação do chefe da família. Assim, quanto maior o grau de escolaridade do chefe, mais a família direciona recursos para seus filhos.

A fim de se explorar o efeito do número de filhos na alocação intrafamiliar de bens, duas novas variáveis foram adicionadas à equação (13), sendo essas variáveis K_2 e K_3 respectivamente, ambas indicando a presença de dois e três filhos, de maneira que K_2 denote o efeito de um segundo filho adicional e K_3 o efeito incremental de um terceiro filho

comparado ao fato de se ter apenas uma criança na família. Também foi adicionado um termo que representa a interação dessas variáveis com o consumo (ou gasto total). A *dummie K* continua representando a existência ou não de filhos no lar, independente de qual seja seu número.

As equações com as variáveis acima citadas foram estimadas e os resultados encontram-se na tabela 4 e 5 abaixo:

Tabela 4
O Efeito do Número de Filhos no Consumo de Bens de Adultos

	Regressão (1)		Regressão (2)	
	Estimate	t-value	Estimate	t-value
Intercepto	283,7911	15,73	259,3000	12,02
K	-61,5941	-3,32	-21,5500	-0,84
K₂	-25,7339	-1,47	-6,0750	-0,27
K₃	-2,2348	-0,10	-92,0400	-3,19
Anos.Est	22,6088	12,36	22,5100	12,31
Anos.Est*K				
Anos.Est*K₂				
Anos.Est*K₃				
Rural	-62,8945	-3,69	-59,4400	-1,80
Rural*K			-4,3580	-0,12
Rural*K₂				
Rural*K₃				
G.Total	0,0187	54,88	0,0200	34,43
G.Total*K			-0,0021	-2,63
G.Total*K₂			-0,0010	-1,29
G.Total*K₃			0,0056	5,10
Adjusted R²		0,2777		0,2799

Fonte: Elaboração própria com base em dados da POF.

Analisando a tabela acima, pode-se concluir que a regressão (2) confirma os resultados anteriores encontrados nas regressões da tabela 3, ou seja, a propensão marginal a consumir bens de adulto declina quanto maior for o número de filhos na família. Novamente, a exceção ocorre quando se passa a considerar a presença de um terceiro filho, que, por sua vez, aumenta a propensão marginal a consumir bens de adulto, sendo, nesse caso,

$\beta_2 = 1 + \left(\frac{-0,0021 + 0,0056}{0,0200} \right) = 1,18$. De acordo com a regressão (2) da tabela 4, a propensão marginal a consumir dos filhos é 0,10 e 0,15 para famílias com um e dois filhos respectivamente, ao passo que a propensão marginal a consumir dos adultos é 0,90 e 0,85, ou seja, para famílias com um filho:

$$\beta_2 = 1 + \left(\frac{-0,0021}{0,0200} \right) = 0,90$$

E para famílias com dois filhos:

$$\beta_2 = 1 + \left(\frac{-0,0021 - 0,0010}{0,0200} \right) = 0,85$$

Comparando o valor de R^2 das regressões da tabela 4 com o valor de R^2 da regressão (4) da tabela 3, tudo indica que embora algumas das novas variáveis adicionadas às regressões não são estatisticamente significantes, as quatro (K_2 , K_3 , $G.Total*K_2$ e $G.Total*K_3$), como um grupo, são. Esse resultado ocorre devido à alta correlação existente entre K_i e o termo de interação, $G.Total*K_i$ (o coeficiente de correlação entre K_2 e $G.Total*K_2$ é 0,55 e entre K_3 e $G.Total*K_3$ é 0,59). Assim, re-estimando as regressões acima, sem os termos de interação (regressão (1) da tabela 5) e estimando-as com os termos de interação mas sem as variáveis K_i (regressão (2) da tabela 5), conclui-se que não há vantagens entre uma forma e outra e o R^2 de ambas é aproximadamente o mesmo: 0,28. A única diferença é que segundo a regressão (1), o custo por filho, após o primeiro, é constante, ao passo que a regressão (2) indica que o aumento na participação no consumo é aproximadamente 5% quando um casal passa a ter um segundo filho.

Tabela 5
O Efeito do Número de Filhos no Consumo de Bens de Adultos

	Regressão (1)		Regressão (2)		Regressão (3)	
	Estimate	t-value	Estimate	t-value	Estimate	t-value
Intercepto	258,4000	11,96	256,7000	11,90	227,1000	8,62
K	-26,9500	-1,11	-39,8000	-1,78	17,2500	0,46
K₂	-25,1200	-1,44			-22,9700	-0,63
K₃	-3,1910	-0,14			-18,0800	-0,40
Anos.Est	22,6800	12,39	23,0000	12,62	28,6100	8,43
Anos.Est*K					-6,5320	-1,38
Anos.Est*K₂					1,3540	0,29
Anos.Est*K₃					-17,1800	-2,66
Rural	-58,9500	-1,78	-58,0500	-1,76	-42,0500	-1,24
Rural*K	-5,6900	-0,15	-8,6990	-0,23	-39,1000	-0,84
Rural*K₂					39,8000	0,90
Rural*K₃					-24,4300	-0,46
G.Total	0,0199	34,36	0,0199	34,36	0,0194	31,07
G.Total*K	-0,0018	-2,70	-0,0017	-2,25	-0,0016	-1,79
G.Total*K₂			-0,0011	-1,93	-0,0010	-1,17
G.Total*K₃			0,0034	3,95	0,0073	5,78
Adjusted R²		0,2780		0,2794		0,2804

Fonte: Elaboração própria com base em dados da POF.

De acordo com a regressão (1) da tabela acima, $\beta_2 = 1 + \left(\frac{-0,0018}{0,0199} \right) = 0,91$, ou seja, o custo fixo por filho, aparentemente, é constante e independente do número de crianças. Já de

acordo com a regressão (2), para um primeiro filho tem-se que: $\beta_2 = 1 + \left(\frac{-0,0017}{0,0199} \right) = 0,91$.

Já para o segundo filho: $\beta_2 = 1 + \left(\frac{-0,0017 - 0,0011}{0,0199} \right) = 0,86$, ou seja, há um aumento de 5% na participação dos filhos nos gastos totais do lar quando uma família decide ter uma segunda criança.

Dessa forma, pode-se concluir que a presença de filhos aumenta a parcela de recursos que são direcionados a estes, mas, ao passo que a presença de crianças afeta a propensão marginal a consumir dos adultos, a existência de multicolinearidade impede de afirmar se a presença de filhos, diante a existência de uma primeira criança, está associada a um aumento nos custos fixos ou a um aumento na propensão marginal a consumir dos mesmos.

Tendo em vista o fato de que estimativas de escalas de equivalência são freqüentemente submetidas a testes estatísticos, alguns testes com respeito aos processos acima descritos devem ser feitos em virtude do surgimento de questionamentos se o método acima aplicado não faz referência à alocação intrafamiliar de recursos ou simplesmente descreve uma característica da demanda pelos bens consumidos exclusivamente por adultos, tais como bebidas alcoólicas, fumo, jogos e apostas e vestuário de homem e mulher.

Assim, algumas restrições podem ser feitas quanto à hipótese de que famílias com e sem filhos compartilham das mesmas preferências. Primeiramente, como indicado pela tabela 1, as idades das famílias com diferentes composições demográficas diferem, o que, por sua vez, pode levar a indicação de que famílias com diferentes composições podem possuir diferentes gostos e preferências. Embora a variável idade pareça não ter efeito significativo nas funções para consumo de bens de adulto, como mostra as regressões da tabela 2, a fim de se eliminar possíveis dúvidas, como proposto por Gronau, a amostra inicial ficou restrita a famílias cuja idade do chefe de família não ultrapassasse 50 anos. O resultado de tal teste está presente na tabela 6 e mostra que essa restrição não afeta os resultados anteriores, sendo que neste caso a presença de crianças reduz a propensão marginal a consumir dos adultos em 9%

(pois $\beta_2 = 1 + \left(\frac{-0,0019}{0,0204} \right) = 0,91$).

Tabela 6
Regressões para famílias com idade do chefe ≤ 50 anos

	Estimate	t-value
Intercepto	266,2000	7,21
K	-36,3300	-0,90
Anos.Est	24,1400	5,44
Anos.Est*K	-3,9900	-0,80
Rural	-33,9200	-0,74
Rural*K	-36,7400	-0,73
G.Total	0,0204	24,44
G.Total*K	-0,0019	-2,05
Adjusted R²		0,2762

Fonte: Elaboração própria com base em dados da POF.

Outra crítica pode ser feita ao chamado “viés de seleção”. Uma vez que o número de filhos é uma variável de escolha aleatória, isso gera a possibilidade de que a comparação de famílias com e sem filhos resulte em estimadores viesados. Vale notar que o risco desse viés surgir acontece quando se estende ao fato de que as preferências por crianças e o gosto por bens de adulto estão associados, ou seja, caso adultos que gostem de crianças tenham uma menor propensão marginal a consumir bens de adulto. A princípio, a perspectiva de tal associação é pequena e a probabilidade da ocorrência desse tipo de viés é baixa, principalmente porque muitos domicílios sem filhos são, na realidade, compostos por famílias que cresceram e cujos filhos já não moram mais no lar.

Por fim, as estimações feitas acima para se tornarem válidas dependem crucialmente da hipótese de separabilidade. Uma vez que sua aceitação não surge naturalmente no contexto estudado, tem-se a necessidade de testes empíricos que justifiquem a sua adoção. Dizer que é possível separar o consumo de adultos e crianças implica aceitar o fato de que a presença de crianças deve afetar de alguma forma a propensão marginal a consumir bens de adulto. Reestimando a equação (13) em separado para bens como cigarro (tabela 7) e roupas de adulto (tabela 8), os resultados confirmam as estatísticas anteriores. Os coeficientes presentes nas tabelas abaixo, obviamente, diferem das estimativas anteriores presentes na tabela 3 para o grupo de itens considerados como bens de adulto. No entanto, as estimativas da propensão marginal a consumir são semelhantes: 0,95 para o consumo de cigarro e 0,91 para o consumo de roupas de adulto. Ou seja, para a regressão (3) das tabelas 7 e 8, tem-se que $\beta_2 = 1 + \left(\frac{-0,0002}{0,0045}\right) = 0,95$ e $\beta_2 = 1 + \left(\frac{-0,0016}{0,0172}\right) = 0,91$.

Tabela 7

O Efeito de Filhos no Consumo de Cigarro

	Regressão (1)		Regressão (2)		Regressão (3)	
	Estimate	t-value	Estimate	t-value	Estimate	t-value
Intercepto	-66,7900	-0,91	-78,4900	-1,06	-392,5000	-2,89
K	-65,5600	-4,32	-53,3200	-2,93	372,4000	2,23
Anos.Est	12,4000	7,12	12,3900	7,12	16,3200	4,91
Anos.Est*K					-5,1720	-1,33
Idade	17,8000	4,89	17,9500	4,93	30,7400	4,86
Idade*K					-17,5900	-2,18
Idade²	-0,1990	-4,70	-0,2005	-4,73	-0,3280	-4,74
Idade²*K					0,1768	1,90
Rural	-71,5900	-5,00	-71,9100	-5,02	-44,7000	-1,58
Rural*K					-37,1300	-1,13
G.Total	0,0044	12,38	0,0049	8,43	0,0045	6,93
G.Total*K			-0,0008	-1,21	-0,0002	-0,29
Adjusted R²		0,1238		0,1240		0,1252

Fonte: Elaboração própria com base em dados da POF.

Tabela 8
O Efeito de Filhos no Consumo de Roupas de Adulto

	Regressão (1)		Regressão (2)		Regressão (3)	
	Estimate	t-value	Estimate	t-value	Estimate	t-value
Intercepto	294,3000	4,14	265,2000	3,69	483,0000	3,74
K	-64,8200	-4,22	-36,3500	-1,93	-262,6000	-1,62
Anos.Est	18,9700	11,64	19,0600	11,69	18,8800	5,78
Anos.Est*K					-0,2454	-0,07
Idade	-3,4000	-0,93	-3,0210	-0,83	-12,5100	-2,03
Idade*K					8,7600	1,09
Idade²	0,0041	0,10	0,0003	0,01	0,0897	1,31
Idade²*K					-0,0598	-0,63
Rural	-22,2500	-1,49	-22,5500	-1,51	-8,4320	-0,28
Rural*K					-18,0300	-0,52
G.Total	0,0160	54,23	0,0171	34,61	0,0172	31,22
G.Total*K			-0,0015	-2,61	-0,0016	-2,51
Adjusted R²		0,2982		0,2986		0,2989

Fonte: Elaboração própria com base em dados da POF.

Para testar, então, se os bens de adulto, como um todo, são separáveis dos itens restantes de consumo, há a necessidade de se estimar a elasticidade de substituição entre tais bens e quaisquer outros bens. Para tanto, é preciso assumir que as preferências não mudam com o tempo e tem-se também a necessidade de uma série de estudos *cross-section* que permitam uma variabilidade de preço. Uma vez que para este trabalho tem-se disponível apenas o banco de dados retirado da POF 2002-2003, não será possível a elaboração de tal teste.

A fim de se entender como os recursos são distribuídos em uma família entre pais e filhos, as estimativas do consumo desses últimos podem ser obtidas diretamente das estimativas da distribuição $h(X, S)$. Tais parâmetros estão presentes na tabela 9, a qual contém as estimativas da regra de distribuição para as famílias consideradas na amostra e a distribuição intrafamiliar de bens¹.

Para saber como o número de filhos afeta a regra de distribuição, dada a multicolinearidade existente entre K_i e o termo de interação $G.Total * K_i$, não se torna possível separar o efeito do custo fixo de filhos do efeito de uma mudança na propensão marginal a consumir. No entanto, as tabelas 4 (regressão (2)) e 5 (regressões (1) e (2)) contém três estimativas da função consumo de bens de adulto. De maneira correspondente, estimaram-se três regras de distribuição e alocação intrafamiliar de bens², presentes na tabela 10. De acordo com os dados dessa tabela, a média da participação dos pais no consumo da família é de 83% quando a família tem um filho, passa para 77% com o segundo filho e para 81% quando a mesma tem um terceiro filho.

¹ Os parâmetros da alocação intrafamiliar de bens foram calculados tomando como base famílias que não residem na área rural, ou seja, nesse caso, Rural = 0.

² Os parâmetros da alocação intrafamiliar de bens foram calculados tomando como base famílias que não residem na área rural, ou seja, nesse caso, Rural = 0.

Considerando apenas o efeito do primeiro e do segundo filho, é possível verificar que crianças adicionais estão positivamente correlacionadas com o consumo total, muito embora a direção dessa causalidade não seja clara visto que não há como se afirmar se filhos adicionais levam os pais a aumentarem as horas trabalhadas, renda e consumo ou se pais com maior renda tendem a ter mais filhos. Assim, a redução na participação dos pais envolve um pequeno declínio em seu consumo absoluto. Ainda, uma vez que o consumo dos filhos aumenta de acordo com seu número tanto como resultado do aumento de sua participação no consumo quanto do aumento do consumo total da família, esse aumento é, entretanto, menos que proporcional e o gasto por criança diminuiu conforme o número de filhos aumenta. Dessa forma, não há como dizer se a correlação negativa existente entre o número de filhos e o custo por criança reflete retornos à escala de produção ou substituição entre o número de filhos de sua qualidade.

Como dito anteriormente, os dados se comportam de acordo com a teoria quando se consideram famílias que possuem de zero a dois filhos. No entanto, quando se adiciona o efeito de um terceiro filho, a análise muda de direção e os resultados que se aplicam para as primeiras famílias não se tornam úteis para explicar o efeito de um terceiro filho às mesmas. Analisando os dados da última tabela, nota-se que as famílias que possuem menor gasto total e menor renda são exatamente as famílias que possuem três filhos. Isso remete ao fato de que essa pode ser uma característica específica dessa população, a partir da qual foi retirada a amostra em questão. Analisando a tabela 1, percebe-se que a amostra cujo chefe de família possui menos anos de estudo é justamente aquela que faz referência a famílias com três filhos, com uma média de 5,38 anos de escolaridade. Além disso, a regressão (3) da tabela 5 mostra que a educação do chefe de família tem um efeito significativo na alocação intrafamiliar de bens quando considerado a presença de uma terceira criança, uma vez que sua estatística *t* é igual a -2,66. Assim, pode ser que para esta população, famílias maiores correspondam exatamente àquelas famílias cujo chefe possui menos instrução (e por isso possui mais filhos) e conseqüentemente, auferem menores ganhos, que por sua vez geram menores gastos, o que é algo plausível de se assumir tendo em vista a realidade brasileira, visto que famílias maiores correspondem exatamente àquelas cujo chefe possui baixo nível de educação e, por conseqüência, possui baixos rendimentos.

Tabela 9
O Efeito de Filhos na Regra de Distribuição e a Alocação Intrafamiliar de Recursos

Regra de Distribuição	
Intercepto	328
Anos de Estudo	-425
Rural	-1.444
Gasto Total	0,94
Alocação Intrafamiliar	
$\beta_0 + \beta_1 \bar{S}$	-2.443
Consumo Familiar	17.998,04
Consumo dos pais	14.475,16
Consumo dos filhos	3.522,88
Participação dos pais	0,80

Fonte: tabela 6, regressão (4).

Tabela 10
O Efeito do Número de Filhos na Regra de Distribuição e a Alocação Intrafamiliar de Recursos

O Efeito do Número de Filhos na:	(1)	(2)	(3)
REGRA DE DISTRIBUIÇÃO			
Constante (β_0)			
1 filho	-1.078	-1.354	-2.000
2 filhos	-1.381	-2.617	-2.000
3 filhos	-5.680	-1.515	-2.000
Rural (β_1)	-217,90	-285,93	-437,14
Consumo (β_2)			
1 filho	0,90	0,91	0,91
2 filhos	0,85	0,91	0,86
3 filhos	1,18	0,91	1,08
ALOCAÇÃO INTRAFAMILIAR			
Consumo Familiar			
1 filho	17.983,82	17.983,82	17.983,82
2 filhos	19.039,04	19.039,04	19.039,04
3 filhos	15.609,32	15.609,32	15.609,32
Consumo dos pais			
1 filho	15.107,44	15.011,27	14.365,28
2 filhos	14.802,18	14.708,53	14.373,57
3 filhos	12.739,00	12.689,48	14.858,07
Consumo dos filhos			
1 filho	2.876,38	2.972,55	3.618,54
2 filhos	4.236,86	4.330,51	4.665,47
3 filhos	2.870,32	2.919,84	751,25
Participação dos pais			
1 filho	0,84	0,83	0,80
2 filhos	0,78	0,77	0,75
3 filhos	0,82	0,81	0,95
Gasto por filho			
1 filho	2.876,38	2.971,72	3.617,75
2 filhos	2.118,43	2.165,26	2.332,73
3 filhos	956,77	973,28	250,42

Fonte: tabela 4 regressão (2) e tabela 5 regressões (1) e (2).

5. Conclusão

O estudo do efeito de variáveis demográficas sobre a distribuição de consumo tem sido foco de muitos estudos, porém, ainda são poucos aqueles que têm tentado interpretar esses resultados em termos da alocação intrafamiliar de bens.

A fim de dar início, então, a um estudo sobre a alocação de recursos na família e de como variáveis demográficas podem afetar a distribuição de bens, é inerente a adoção da hipótese de separabilidade no consumo de pais e filhos. Para isso, a chave para identificar a regra de distribuição de recursos passa a ser a definição de bens de adulto.

Uma vez que algumas restrições podem ser feitas quanto às hipóteses adotadas, alguns testes foram feitos com o intuito de despistar tais questionamentos. Assim, encontrou-se que a presença de crianças em uma família está associada a um declínio de 9% na propensão marginal a consumir dos pais em bens de adulto. Em resumo, as estimativas indicaram que famílias que possuem de um a três filhos gastam na margem 9% e na média de 6% a 15% de seu consumo total com seus filhos.

Dada a necessidade de se distinguir entre o custo fixo de filhos (e outros gastos não-discriminatórios) e gastos discriminatórios que contribuem para o aumento da qualidade dos mesmos, a amostra disponível para a análise empírica não permite conclusões se a idade das crianças altera a alocação de recursos. No entanto, visto que o custo fixo dos filhos muda com a idade dos mesmos, essas mudanças não necessariamente alteram o consumo destes.

Segundo o método de Gronau, é impossível estimar o custo fixo de filhos sem que conheça o custo fixo dos adultos. Nesse caso, a existência de multicolinearidade associada ao segundo e terceiro filho impedem de dizer se o consumo dos mesmos aumenta com seu número devido ao custo fixo ou se os pais destinam uma parcela maior de seus recursos para seus filhos.

Ainda, o fato de gastos menores estarem associados a famílias que possuem mais de duas crianças, os dados mostram que famílias maiores são aquelas cujo chefe possui menos instrução e por isso, talvez, possuam mais filhos. Além disso, um menor nível de escolaridade pode estar diretamente associado a uma menor renda e conseqüentemente a menores gastos e mais filhos.

Bibliografia

ALHABEEB, M. J. Parental Expenditure on Children and Household Characteristics. *Family Economics and Resource Management Biennial*. Massachusetts, 1995.

APPS, P.; REES, R. *Household Production, Full Consumption and the Costs of Children*. Texto para discussão nº 157, The Institute for the Study of Labor (IZA). Bonn, 2000.

ARONSSON, T.; DAUNFELDT, S.O.; WIKSTRÖM, M. Estimating Intrahousehold Allocation in a Collective Model with Household Production. *Journal of Population Economics*. Umeå, Sweden: Umeå University, 14(4): 569-584, 2001.

BECKER, G. S. *An Economic Analysis of Fertility, in Demographic and Economic Change in Developing Countries*. Princeton, N.J.: Princeton University Press (for N.B.E.R), 1960.

_____. *Human Capital*. New York: Columbia University Press, 1964.

_____. A Theory of the Allocation of Time. *Economic Journal*. 75(299): 493-517, 1965.

- _____; LEWIS, G. H. On the Interaction Between the Quantity and Quality of Children. *Journal of Political Economy*. Chicago: University of Chicago Press, 81(2): S279-S288, 1973.
- _____; TOMES, N. Child Endowments and the Quantity and Quality of Children. *Journal of Political Economy*. Chicago: University of Chicago Press (for N.B.E.R), 84(4): S143-62, 1976.
- BOURGUIGNON, F. The Cost of Children: May the Collective Approach to Household Behavior Help?. *The Journal of Population Economics*. França, 12: 503-521, 1999.
- BROWNING, M.; BOURGUIGNON, F.; CHIAPPORI, P. A.; LECHENE, V. Income and Outcomes: A Structural Model of Intrahousehold Allocation. *Journal of Political Economy*. Chicago: University of Chicago Press, 102(6): 1067-1096, 1994.
- CHIAPPORI, P. A. Rational Household Labour Supply. *Econometrica*. 56(1): 63-89, 1988.
- _____. Collective Labor Supply and Welfare. *Journal of Political Economy*. 100(3): 437-467, 1992.
- _____; FORTIN, B.; LACROIX, G. *Household Labor Supply, Sharing Rule and The Marriage Market*. Paper presented at the Second CILN Conference on Labour Market Institutions and Labour Market Outcomes: International Perspectives. 1998.
- DEATON, A.; MUELLBAUER, J. On Measuring Child Costs: with applications to poor countries. *Journal of Political Economy*. Chicago, Illinois: University of Chicago Press, 94(4): 720-744, 1986.
- _____; RUIZ-CASTILLO, Z.; THOMAS, D. The Influence of Household Expenditure Patterns. *Journal of Political Economy* 97, n. 1: 179-200, 1989.
- DUNCAN, T. Intra-Household Resources Allocation: An Inferential Approach. *The Journal of Human Resources*. 25: 635-664.
- EKERT-JAFFÉ, O.; GARDES, F.; STARZEC, C. Estimating the Cost of Children in Poland using panel data. *26th General Conference of The International Association for Research in Income and Wealth*. Poland, 2000.
- ENGEL, E. Die Lebenskosten Belgischer Arbeiter-Familien Früher und Jetzt. *International Statistical Institute Bulletin*, n.9, 1985.
- FORTIN, B.; LACROIX, G. A. Test of the Unitary and Collective Models of Household Labour Supply. *Economic Journal*. 103(443): 933-955, 1997.
- GRONAU, R. The Effect of Children on the Housewife's Value of Time. *Journal of Political Economy*. Chicago: University of Chicago Press, 81(2): S168-S199, 1973.
- _____. The Allocation of Time of Israeli Women. *Journal of Political Economy*. Chicago: University of Chicago Press, 84(4): S2001-220, 1976.
- _____. Consumption Technology and the Intrafamily Distribution of Resources: adult equivalence scales reexamined. *Journal of Political Economy*. Chicago: University of Chicago Press, 96(6): 1183-1205, 1988.
- _____. The Intrafamily Allocation of Goods – How to Separate the Adult from the Child. *Journal of Labor Economics*. Chicago: University of Chicago Press, 9(3): 201-235, 1991.
- LAZEAR, E. P.; MICHAEL, R. T. *Allocation of Income within the Household*. Chicago: University of Chicago Press, 1988.

PERCIVAL, R.; HARDING, A.; MCDONALD, P. *Estimates of the Costs of Children in Australian Families, 1993-94*. Canberra: University of Canberra, 1999.

QUISUMBING, A. R.; MALUCCIO, J. A. *Intrahousehold Allocation and Gender Relations: New Empirical Evidence from Four Developing Countries*. International Food Policy Research Institute (IFPRI). Washington, 2000.

ROTHBARTH, E. Note on a Method of Determining Equivalent Incomes for Families of Different Composition. Appendix 4 in C. Madge, *Wartime Patterns of Saving and Spending*. Occasional Paper n. 4, National Institute of Economic and social Research. London: Macmillan, 1943.