

INFLUÊNCIA DO CUSTO DE OPORTUNIDADE DO TEMPO DA MULHER SOBRE O PADRÃO DE CONSUMO ALIMENTAR NO BRASIL

Madalena Maria Schindwein*

Ana Lúcia Kassouf**

No presente trabalho foram estimadas funções do tipo renda-consumo ou equações de Engel com o objetivo de analisar a influência de variáveis socioeconômicas e, especificamente, o custo de oportunidade do tempo da mulher sobre o padrão de consumo alimentar no Brasil. Os dados utilizados são oriundos dos microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002-2003, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Com base na Teoria da Produção Domiciliar e com a utilização do procedimento de Heckman, verificou-se que o custo de oportunidade do tempo da mulher está diretamente relacionado com a probabilidade de aquisição de alimentos e o dispêndio familiar com alimentos que demandam menor tempo de preparo, e inversamente relacionado com a probabilidade de aquisição e o dispêndio com alimentos tempo-intensivos.

1 INTRODUÇÃO

Ao longo das últimas décadas vêm ocorrendo muitas mudanças socioeconômicas e demográficas em todas as regiões do mundo. Especificamente para o Brasil, observam-se importantes alterações nos preços relativos, na renda e composição das famílias, na participação da mulher no mercado de trabalho e na urbanização, entre outras.

Essas mudanças se dão em paralelo com uma nova tendência de gastos com alimentação, por exemplo, o aumento do consumo de alimentos prontos e da alimentação fora de casa e a tendência a substituir o consumo de alimentos tradicionais tempo-intensivos pelos alimentos de fácil e rápido preparo. Além disso, ocorrem no Brasil significativas variações nos padrões de consumo entre as diferentes regiões e entre as áreas urbanas e as rurais.

Enquanto nos últimos 25 anos as taxas de atividade masculina mantiveram-se em patamares semelhantes (75%), as das mulheres se ampliaram significativamente, passando de 30% no início dos anos 1980 para 45% em 2003, segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Quando se compara a participação da mulher no mercado de trabalho e a taxa de urbanização, verifica-se forte inter-relação entre essas duas variáveis.

* Professora do Departamento de Economia da Unioeste/PR. madalena_wein@hotmail.com.

** Professora titular do Departamento de Economia da Esalq/USP. alkassou@esalq.usp.br.

Considerando-se praticamente o mesmo período, 1980-2000, tem-se um acréscimo de quase 14 pontos percentuais (p.p.) na taxa de urbanização (IBGE, 2004a).

A restrição de tempo nas áreas urbanas resulta em mudanças de hábitos, passando-se da dieta básica tradicional para uma contendo alimentos processados ou preparados (RUEL; HADDAD; GARRETT, 1999). Assim, o maior consumo de alimentos processados e preparados nas áreas urbanas é em grande parte devido ao custo de oportunidade do tempo da mulher, considerando-se que, na maior parte das famílias, são as mulheres as responsáveis pelo preparo dos alimentos. Esse fato foi comprovado por Senauer, Sahn e Alderman (1986) que, utilizando dados do Sri Lanka, concluíram que o valor do tempo da mulher tem um efeito positivo no consumo de pão e um efeito negativo no consumo de arroz, que é um produto que exige maior tempo de preparo.

Muitos estudos analisaram os efeitos de fatores socioeconômicos e demográficos nos padrões de consumo de alimentos. Assim, vários autores já identificaram a importância de variáveis como renda, cor, local de residência, tamanho e composição da família e valor do tempo da mulher em mudanças nos padrões de consumo, para várias regiões do mundo (PROCHASKA; SCHRIMPER, 1973; SENAUER, 1979; REDMAN, 1980; SENAUER; SAHN; ALDERMAN, 1986; MCCRAKEN; BRANDT, 1987; PARK; CAPPS, 1997; SDRALI, 2005; SICHIERI; CASTRO; MOURA, 2003). Especificamente para o Brasil há poucos estudos com esse nível de desagregação dos fatores que podem influenciar os padrões de consumo de alimentos. Entre eles destacam-se os trabalhos de Hoffmann (1995), que analisou o efeito da urbanização sobre o consumo de feijão, e de Bertasso (2000), que fez uma análise sobre os efeitos de algumas variáveis socioeconômicas sobre o padrão de consumo de alimentos. No entanto, os estudos feitos para o Brasil se baseiam mais na análise do consumo alimentar em termos calóricos (GRAY, 1982; THOMAS, 1982; MONDINI; MONTEIRO, 1994; GALEAZZI; DOMENE; SICHIERI, 2005; GALEAZZI; MARCHESICH, 2000; SILVEIRA *et al.* 2002) e em termos de elasticidade-renda das despesas com alimentos (HOFFMANN, 1983, 2000a, 2000b; MARTINS, 1998; MENEZES *et al.* 2002).

Com o intuito de preencher essa lacuna, o objetivo deste estudo é analisar a influência do custo de oportunidade do tempo da mulher sobre o padrão de consumo alimentar das famílias brasileiras. Para tal, foi utilizado o procedimento de Heckman para estimar curvas de Engel, vistas como equações de renda-consumo que, segundo Blundell e Meghir (1987), são formas reduzidas derivadas de equações estruturais de dispêndios de domicílios, poupanças e mesmo decisões de mercado de trabalho. O uso do procedimento de Heckman visa minimizar ou eliminar possível viés de seletividade amostral, que pode ocorrer em amostras censuradas, isto é, com grande número de famílias declarando não ter adquirido (aquisição zero) o produto analisado.

Foram obtidos os efeitos marginais condicionais e não-condicionais para cada variável analisada, com base no trabalho de Hoffmann e Kassouf (2005). O efeito não-condicional é de grande importância nesse estudo, pois ele permite que se obtenha o impacto de cada variável exógena no dispêndio com determinado alimento para a potencial população consumidora e não só para as famílias que realmente adquiriram o produto. Mesmo os trabalhos que deram ênfase a esse tema não estimaram os efeitos não-condicionais, como é o caso do estudo de Saha, Capps e Byrne (1997).

Espera-se que haja impactos diferentes de uma dada variável exógena sobre o dispêndio de um bem ao se considerar o efeito marginal condicional e o não-condicional. Isso porque no efeito condicional obtém-se o impacto da variável exógena sobre os dispêndios para as famílias que realmente adquiriram o produto, enquanto no efeito não-condicional obtém-se o impacto da variável exógena sobre a potencial população consumidora e não somente para a população que adquiriu o bem. Assim, por exemplo, o aumento da escolaridade (custo de oportunidade) da mulher tem um efeito sobre o dispêndio de bens para as famílias que adquiriram o produto, mas também tem um efeito associado à mudança na probabilidade de aquisição do produto (ver HOFFMANN; KASSOUF, 2005).

Os resultados mostraram que o custo de oportunidade do tempo da mulher está diretamente relacionado com a probabilidade de aquisição e dispêndio familiar com alimentos que demandam menor tempo de preparo e inversamente relacionado com a probabilidade de aquisição e dispêndio com alimentos tempo-intensivos.

O presente estudo divide-se em quatro partes distintas, além desta breve introdução. A segunda parte refere-se à fundamentação teórica; a terceira apresenta a metodologia, destacando a origem dos dados e o modelo empírico com as respectivas variáveis utilizadas; a quarta se refere à apresentação e à discussão dos resultados, destacando-se as variáveis utilizadas e os resultados econométricos obtidos a partir dos modelos empíricos. Por último são apresentadas as considerações finais.

2 BASE TEÓRICA

A influência dos fatores socioeconômicos e demográficos nos padrões de consumo de alimentos, de acordo com McCracken e Brandt (1987), é mais apropriadamente analisada através do contexto teórico da economia da produção domiciliar. Para Deaton e Muellbauer (1986), a forma mais geral pela qual é possível incorporar suposições especiais em modelos de comportamento das famílias é através dessa teoria.

Esse novo contexto teórico da produção domiciliar, formulado originalmente por Becker (1965) e Lancaster (1966), enfatiza que os bens de mercado e serviços não levam à utilidade, mas são insumos para a produção de bens que geram utilidade.

Segundo Becker (1965), os bens de mercado e serviços não são os únicos insumos nesse processo, o tempo dos consumidores também deve ser considerado (GRONAU, 1977). A teoria da produção domiciliar integra a teoria da firma (produção) e do consumidor. A família deriva utilidade de um bem, ou cesta de bens, que não podem ser comprados no mercado, sendo produzidos no domicílio a partir de insumos comprados no mercado mais o tempo utilizado para produzir esses bens (DEATON; MUELLBAUER, 1986).

De acordo com a abordagem de Becker (1965), o consumidor sujeito a restrições de tempo e de orçamento maximiza a utilidade, sendo a utilidade uma função das mercadorias que são produzidas usando-se bens de mercado e tempo. Na teoria da produção domiciliar, tanto os bens de mercado e serviços quanto o tempo domiciliar entram no processo de maximização de utilidade (LANCASTER, 1966). Essa abordagem tem sido amplamente utilizada em análises de fertilidade, saúde, transporte, oferta de trabalho e consumo (GRONAU, 1977).

Segundo Becker (1981), o valor das refeições feitas em casa não inclui apenas o preço dos ingredientes utilizados, mas também o custo de oportunidade do tempo gasto no preparo dessas refeições.

Em suma, a teoria da produção domiciliar enfatiza a importância do fator tempo no processo de maximização da utilidade. Nesse ínterim, com base no enfoque dessa teoria se buscará, com este trabalho, confirmar a influência do tempo da mulher – ou melhor, do custo de oportunidade do tempo da mulher, que ainda é a grande responsável pelo preparo das refeições no domicílio – sobre o padrão de consumo alimentar da população brasileira.

3 METODOLOGIA

3.1 Modelo empírico

A definição das variáveis a serem incluídas no modelo empírico tem como base a literatura específica sobre o tema em questão. Assim, após uma ampla revisão da literatura, foram identificadas as variáveis mais comumente utilizadas em estudos dessa linha e incluídas no modelo.

Prochaska e Schrimper (1973) utilizaram o número de refeições compradas e consumidas fora de casa, bem como o gasto com essas refeições, como principais variáveis dependentes do modelo. Kinsey (1983), McCracken e Brandt (1987) e Senauer (1979) utilizaram os gastos com a alimentação fora de casa. Redman (1980) utilizou como variáveis dependentes o gasto com alimentos preparados e com alimentação fora de casa. Sdrali (2005) utilizou o gasto com alimentação em casa e fora de casa. Senauer, Sahn e Alderman (1986) utilizaram as quantidades anuais *per capita* de consumo de arroz e de pão como variáveis dependentes.

Neste artigo, será utilizado o dispêndio familiar com refeições fora de casa, com alimentos preparados e com alguns alimentos específicos como variáveis dependentes. Como alimentos específicos, entenda-se: arroz, feijão, farinha de trigo e pães.

A composição familiar é uma variável muito importante na determinação dos padrões de consumo de alimentos. De acordo com Redman (1980), as famílias com crianças pequenas adquirem menos refeições fora de casa. Além disso, as características da mulher, que afetam a alocação do seu tempo para a produção doméstica, exercem influência significativa no gasto com produtos alimentícios que requerem relativamente menor tempo de preparo. Nesse sentido, serão incluídas no modelo como variáveis exógenas: a renda familiar, a composição familiar, a região da moradia, a cor, o nível educacional e a idade da mulher chefe de família ou cônjuge e o sexo do chefe da família.

Como medida de renda, muitos autores utilizam a renda domiciliar total (KINSEY, 1983; PROCHASKA; SCHRIMPER, 1973; REDMAN, 1980; SENAUER, 1979), sendo esta também a utilizada no presente estudo.

O valor do tempo foi definido por muitos autores como uma importante variável na determinação dos padrões de consumo de alimentos (SENAUER; SAHN; ALDEMAN, 1986; MCCRAKEN; BRANDT, 1987; PROCHASKA; SCHRIMPER, 1973; REDMAN, 1980; PARK; CAPPS, 1997). Neste trabalho será utilizado o nível de instrução da mulher, do chefe de família ou do cônjuge como *proxy* para o valor do tempo da mulher. Vários autores utilizaram variáveis *dummy* como *proxies* para a variável tempo da mulher em seus modelos de demanda: Kinsey (1983) utilizou o trabalho da mulher considerando-o em tempo integral ou não; Redman (1980) utilizou a escolaridade da mulher; e Sdrali (2005) o nível educacional e o trabalho da mulher. Park e Capps (1997) utilizaram anos de escolaridade e horas de trabalho como *proxy* para o custo de oportunidade do tempo da mulher.

Acredita-se que a variável escolaridade da mulher seja uma boa *proxy* do custo de oportunidade do tempo, já que é a variável mais importante para explicar o nível salarial. O modelo também foi estimado utilizando-se a variável binária “trabalho da mulher”, mas o ajuste não foi tão bom quanto o obtido com a escolaridade.

O preço do produto pode parecer importante na determinação da aquisição e do dispêndio de determinado bem. Entretanto, a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) não contém informações de preços, mas sim de dispêndio e quantidade adquirida, sendo o dispêndio a variável dependente do modelo. Ademais, como estamos utilizando dados *cross-section*, acreditamos que muitas das variações de preços estejam controladas nas variáveis binárias de região e situação do domicílio (urbano/rural). Se fossem incluídos preços como variáveis exógenas, como o bem geralmente está agregado na análise teríamos somente o preço médio,

e assim o efeito preço se confundiria com o efeito renda, já que os ricos compram produtos de melhor qualidade, pagando um preço mais alto, o que não refletiria o efeito desejado.

O objetivo principal do estudo não é obter elasticidades-renda e/ou preço, mas sim analisar o efeito do custo de oportunidade do tempo da mulher sobre o consumo de bens que demandam mais tempo ou menos tempo de preparo. Estamos estimando uma curva de Engel, vista como uma equação renda-consumo, que é uma forma reduzida derivada de um conjunto de relações estruturais descrevendo os gastos das famílias, poupança e mesmo decisões do mercado de trabalho. Segundo Blundell e Meghir (1987), pode-se esperar que variáveis econômicas e demográficas afetem as decisões de gasto. A probabilidade de se adquirir um bem, por outro lado, pode depender mais diretamente de variáveis que determinam o tempo relativo e o custo da compra, assim como os fatores econômicos e demográficos mais gerais. Há na literatura grande número de trabalhos tentando estimar dispêndios ou curvas de Engel a partir de pesquisas sobre orçamentos familiares, como Deaton e Irish (1984), Keen (1986), Blundell e Meghir (1987), Saha, Capps e Byrne (1997), entre outros. Desses estudos, fica claro que tamanho e composição da família, idade, escolaridade e renda são variáveis importantes para explicar consumo e gastos.

Com base na estrutura e na especificação dos modelos citados, o modelo empírico proposto será desagregado de forma a se analisarem a aquisição de alimentos poupadores de tempo e a de alimentos tempo-intensivos.

3.2 Fonte dos dados

Os dados utilizados neste trabalho são oriundos da POF de 2002-2003, do IBGE. Pesquisa essa que visou mensurar, fundamentalmente, as estruturas de consumo, dos gastos e dos rendimentos das famílias, o que possibilita traçar um perfil das condições de vida da população brasileira a partir da análise de seus orçamentos domésticos. A coleta dos dados da referida pesquisa foi realizada nas áreas urbanas e rurais, em todo o território nacional, no período de julho de 2002 a junho de 2003, sendo entrevistado um total de 48.470 domicílios. No presente estudo foram utilizados os microdados dessa POF. Optou-se aqui por considerar domicílio como sinônimo de família. As informações da POF de 2002-2003 são dadas em unidade de consumo, sendo que uma unidade de consumo é considerada uma “família”, podendo, no entanto, o mesmo domicílio ter mais de uma unidade de consumo. Porém, o número de domicílios que possuem mais de uma unidade de consumo é muito pequeno. Na amostra utilizada, de um total de 48.470 domicílios entrevistados, apenas 95 possuem mais de uma unidade de consumo (92 domicílios têm duas unidades de consumo e 3 domicílios têm três unidades de consumo). Assim, o número de domicílios com mais de uma unidade de consumo (família),

representa 0,2% do total da amostra, sendo pouco significativo no universo total. Portanto, todos os dados foram trabalhados de forma a se obter as informações por domicílio e não por unidade de consumo, domicílio esse padronizado no trabalho como sendo família.

3.3 A estimação do modelo

A frequência de aquisição dos alimentos a ser analisada não é muito elevada e difere de produto para produto. Muitas famílias, por exemplo, não adquiriram alimentos prontos ou refeições fora de casa, resultando em valores 0 para a variável dependente em tais observações.

O fato de muitas famílias não adquirirem determinado produto não significa necessariamente que nunca o consumam ou não tenham preferência por ele, e sim, como é mais comum ocorrer, que a frequência de aquisição do bem pode ser superior ao período de análise da POF, de modo que na semana pesquisada não se observou a aquisição daquele produto. Isso implica o fato de compras zero serem mais frequentes do que deveriam ser, caso todas as compras zero representassem realmente não-consumo.

A ocorrência de um grande número de zeros na amostra, indicando a não-aquisição do bem, resulta em seletividade amostral e inconsistência das estimativas dos parâmetros, quando estimados por mínimos quadrados ordinários (MQO). Para entender o problema, vamos imaginar que a aquisição ou não-aquisição de determinado produto (y), como, por exemplo, alimentação fora de casa, seja dada pela seguinte equação:

$$y = \beta'x + \varepsilon \quad (1)$$

e que a equação de dispêndios com o bem (z), no caso, a alimentação fora de casa, seja dada por:

$$z = \gamma'w + u \quad (2)$$

Pode haver um efeito não observável em u , como no caso de um indivíduo que faz o gênero *gourmet* e aprecia comidas diferentes e restaurantes internacionais, que afeta tanto a decisão de sair para fazer refeições fora de casa, como os gastos com alimentação fora de casa. Assim, pessoas do gênero *gourmet* tendem a ir a restaurantes com maior frequência e, conseqüentemente, gastam mais com alimentação fora de casa. Isso é equivalente a dizer que os erros ε e u são correlacionados.

Famílias que gastam com alimentação fora de casa devem ter um número grande de pessoas do gênero *gourmet* e assim a amostra não é representativa da população. Se a equação de gastos com alimentação fora de casa for estimada somente para as famílias que gastam com esse bem, os estimadores serão tendenciosos e inconsistentes por se ter uma amostra censurada.

O procedimento em dois estágios de Heckman é utilizado para reduzir ou eliminar o problema de seletividade amostral, que surge ao se analisarem gastos somente para as famílias que realmente efetuaram a compra de bens no período em estudo. Nesse procedimento, estimam-se duas equações, uma denominada equação de seleção, estimada para toda a amostra, em que a variável dependente assume valor 1 ou 0, caso a família adquira ou não o bem, respectivamente, e outra denominada equação de dispêndios, estimada somente para as famílias que adquiriram o produto, incluindo-se a variável lambda (inversa da razão de Mill) estimada a partir da equação de seleção. Assim, segundo Kennedy (2003), há maior flexibilidade no modelo, permitindo, por exemplo, como encontrado nos resultados, que uma renda familiar maior reduza a probabilidade de a família adquirir feijão (sinal negativo na equação de seletividade), mas uma vez decidido adquiri-lo, os dispêndios sejam maiores (sinal positivo na equação de gastos).

Keen (1986), Deaton e Irish (1984), Blundell e Meghir (1987) e muitos outros desenvolveram e aplicaram modelos para estimar gastos quando as aquisições de bens ocorrem de forma não freqüente e mostram que a utilização do método de MQO, nesse caso, traz inconsistência nas estimativas dos parâmetros devido à correlação das variáveis exógenas com o erro do modelo. As aquisições de bens que ocorrem de forma não freqüente podem resultar em gastos, no período da pesquisa, que não refletem o verdadeiro consumo.

Especificamente, no primeiro estágio do procedimento de Heckman estima-se a decisão de consumir ou não determinado produto, utilizando-se o modelo *probit*:

$$C_{ij} = f(\text{urbanização, região, características da mulher e da família}), \\ i = 1, \dots, n \quad (3)$$

onde C_{ij} é 1 se o dispêndio da família i , com o bem j , for observado e 0 em caso contrário.

As características da família são descritas pelas variáveis: renda domiciliar total, expressa em logaritmo; composição familiar que se refere ao total de pessoas por faixa etária na família e sexo do chefe da família, sendo igual a 1 quando o homem é o chefe. As características da mulher chefe da família ou cônjuge incluem a idade, o nível educacional e a cor. As variáveis sexo do chefe da família, cor,

região e urbanização são binárias e mutuamente exclusivas. As variáveis renda, idade e anos de escolaridade da mulher chefe de família ou cônjuge e composição familiar são contínuas.

Uma regressão *probit* é estimada para a análise de cada um dos produtos: feijão, arroz, farinha de trigo, pães, alimentação fora de casa e alimentos prontos.

O segundo estágio do procedimento de Heckman envolve a estimação de equações do dispêndio realizado pela família i para cada produto j e pode ser expresso como:

$$\ln g_{ij} = f(\ln Y_i; CO_i; UR_i, CF_i, \hat{\lambda}_i), \quad i = 1, \dots, n \quad (4)$$

sendo $\ln g_{ij}$ o logaritmo do dispêndio; $\ln Y_i$ é o log da renda da família i ; CO_i é o custo de oportunidade do tempo da mulher na família i , representado pela variável anos de escolaridade da mulher chefe da família ou cônjuge; UR_i é a localização da família i , urbano/rural; CF_i é a composição familiar, isto é, o número de pessoas por faixa etária no domicílio e $\hat{\lambda}_i$ é a razão inversa de Mills, gerada pelo modelo *probit*.

O dispêndio com os produtos é expresso em logaritmo por apresentar um melhor ajuste e é estimado por mínimos quadrados somente para famílias com gasto positivo. As variáveis que representam as características da família (renda e composição familiar), a urbanização e o custo de oportunidade do tempo da mulher são as mesmas definidas anteriormente. As variáveis sexo do chefe da família, idade e cor da mulher e região foram omitidas do segundo estágio. Para melhor identificação do modelo, o ideal é que algumas variáveis presentes na equação de seleção (modelo *probit*) sejam excluídas da equação de gastos. Entretanto, em muitos casos é difícil encontrar variáveis que afetam a probabilidade de consumir ou não determinado bem, mas não afetam os gastos com esse mesmo bem. Segundo Johnston e Dinardo (1997), o modelo pode ser identificado mesmo quando as variáveis da equação de seleção são as mesmas da equação de gastos, mas nesse caso, ressaltam os autores, “a identificação depende exclusivamente do modelo e de a pressuposição de normalidade estar exatamente correta”, pressuposição essa bastante forte. Assim, adotamos como critério excluir as variáveis que se apresentaram não-significativas na maioria das equações de dispêndio estimadas. Consideramos, no entanto, essa exclusão um tanto arbitrária e uma limitação do estudo. Entretanto, a inclusão de todas as variáveis na equação de dispêndio não resultou em um bom ajuste.

A derivação do procedimento de Heckman e dos efeitos marginais condicional e não-condicional pode ser encontrada em Hoffmann e Kassouf (2005). Os efeitos

marginais para as variáveis contínuas serão avaliados nas médias das observações das variáveis utilizadas. No caso das variáveis discretas, o efeito marginal é calculado como sendo a variação no dispêndio considerando os pontos 1 e 0 da variável analisada.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 Variáveis utilizadas

Com o objetivo de examinar a influência do custo de oportunidade do tempo da mulher e de alguns fatores socioeconômicos sobre o consumo alimentar, selecionou-se um conjunto de variáveis para a análise econométrica. A descrição, a frequência, a média ponderada e o desvio-padrão de cada variável utilizada nas regressões estão apresentados na tabela 1.

TABELA 1

Descrição das variáveis, frequências (freq.), médias e desvios-padrão (d.p.)

Variáveis	Descrição das variáveis	Brasil		
		Freq. ^a	Média ^b	d.p.
Variáveis dependentes				
Dispêndio familiar				
Alimentos prontos		11,44	4,04	25,59
Alimentação fora de casa		56,87	50,49	106,42
Feijão		35,70	8,99	27,37
Arroz		41,60	16,23	41,39
Pães		64,19	14,18	19,65
Farinha de trigo		10,63	2,56	13,32
Variáveis exógenas				
Características da mulher				
Idade	Idade da mulher chefe ou cônjuge	-	42,58	15,24
Trabalho	= 1 se a mulher chefe ou cônjuge trabalha	-	0,51	0,50
Anos de estudo	Anos de estudo da mulher chefe ou cônjuge	-	5,58	4,46
Instrução1	= 1 sem instrução	-	0,14	0,34
2	= 1 ensino fundamental	-	0,59	0,49
3	= 1 ensino médio	-	0,20	0,40
4	= 1 ensino superior ou mais	-	0,08	0,26
Branca	= 1 se a mulher é branca	-	0,45	0,50
Parda	= 1 se a mulher é parda	-	0,49	0,50
Preta	= 1 se a mulher é preta	-	0,06	0,23

(continua)

(continuação)

Variáveis	Descrição das variáveis	Brasil		
		Freq. ^a	Média ^b	d.p.
Amarela	= 1 se a mulher é amarela	-	0,004	0,06
Indígena	= 1 se a mulher é indígena	-	0,004	0,06
Características da família				
Ln renda	Logaritmo da renda familiar	-	6,76	0,99
Rendimento 1	= 1 se a renda domiciliar for ≤ R\$ 400	-	0,21	0,41
2	= 1 se a renda for > R\$ 400 e ≤ 600	-	0,16	0,37
3	= 1 se a renda for > R\$ 600 e ≤ 1.000	-	0,22	0,41
4	= 1 se a renda for > R\$ 1.000 e ≤ 1.600	-	0,16	0,37
5	= 1 se a renda for > R\$ 1.600 e ≤ 3.000	-	0,13	0,34
6	= 1 se a renda domiciliar for > R\$ 3.000	-	0,11	0,31
Tamanho da família	Número de pessoas na família	-	3,93	1,84
Sexo do chefe	= 1 se o homem é o chefe da família	-	0,72	0,45
Idade 1	Número de crianças ≤ 6 anos no domicílio	-	0,54	0,83
2	Número de crianças ≥ 7 ≤ 12 anos	-	0,50	0,79
3	Número de adolescentes ≥ 13 ≤ 18 anos	-	0,51	0,80
4	Número de jovens ≥ 19 ≤ 25 anos	-	0,52	0,77
5	Número de adultos ≥ 26 ≤ 40 anos	-	0,86	0,84
6	Número de adultos ≥ 41 ≤ 60 anos	-	0,70	0,80
7	Número de idosos ≥ 61 anos	-	0,29	0,60
Setor	= 1 se a residência está localizada na área urbana	-	0,78	0,41
Região Norte	= 1 se o domicílio está na região Norte	-	0,14	0,35
Nordeste	= 1 se o domicílio está na região Nordeste	-	0,39	0,49
Sudeste	= 1 se o domicílio está na região Sudeste	-	0,18	0,38
Sul	= 1 se o domicílio está na região Sul	-	0,13	0,33
Centro-Oeste	= 1 se o domicílio está na região Centro-Oeste	-	0,17	0,37
Número de observações			43.396	

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir dos microdados da POF de 2002-2003.

^a Freq. Nas variáveis dependentes, refere-se à proporção de famílias que apresentaram dispêndio com cada um dos produtos no período da coleta de dados.^b Média. Nas variáveis dependentes, refere-se ao dispêndio familiar médio mensal em reais com cada um dos produtos: alimentos prontos, alimentação fora de casa, pão, arroz, feijão e farinha de trigo.

Destaque-se a reduzida frequência de aquisição de alguns alimentos no domicílio. Somente 36% das famílias adquiriram feijão no período analisado, 41% arroz e 11% adquiriram farinha de trigo e alimentos prontos. O pão, no entanto, apresenta frequência média maior de consumo, igual a 64%. Em torno de 57%

das famílias brasileiras consomem algum tipo de alimentação fora de casa. No entanto, é preciso considerar que as quantidades de alimentos foram pesquisadas num período de referência de sete dias e, muitas famílias fazem suas compras, principalmente de alguns produtos, em intervalos maiores. Assim, provavelmente o número de famílias que consomem esses produtos seja bem superior à frequência de aquisição apresentada.

As mulheres chefe de família ou cônjuge têm a idade média de 42,6 anos e 51% delas trabalham. Possuem em torno de 6 anos de estudo, sendo que 14% delas não tiveram instrução, 59% cursaram o ensino fundamental, 20% o ensino médio e apenas 8% o ensino superior ou mais. Quanto à cor, em média, 45% dessas mulheres são brancas, 49% pardas, 6% pretas, 0,4% amarelas e 0,4% indígenas (tabela 1). Vale destacar que essas médias não estão ponderadas pelo fator de expansão da amostra, isso porque as variáveis cujas frequências e médias estão apresentadas na tabela 1 referem-se aos dados efetivamente utilizados nas regressões e, infelizmente, o *software* STATA no modelo utilizado não permite a inclusão do fator de expansão (peso) nas regressões.

Em torno de 78% dos domicílios brasileiros estão localizados nas áreas urbanas e apenas 22% no meio rural. Quanto à composição familiar, tem-se, no Brasil, em média, 0,54 criança menor de 6 anos por família, 0,50 criança com idade entre 7 e 12 anos e 0,51 adolescente entre 13 e 18 anos. O número de jovens entre 19 e 25 anos é em média de 0,52 indivíduo por família, o de adultos entre 26 e 40 é de 0,86 indivíduo, e o de adultos entre 41 e 60 anos é de 0,70 indivíduo. Já a média de idosos acima de 60 anos é de 0,29 indivíduo por família.

Quanto ao rendimento familiar, em torno de 21% das famílias possuem uma renda média mensal de até R\$ 400; 16% uma renda média entre R\$ 400 e R\$ 600; 22% entre R\$ 600 e R\$ 1.000; 16% entre R\$ 1.000 e R\$ 1.600; 13% entre R\$ 1.600 e R\$ 3.000; e 11% auferem uma renda mensal média de mais de R\$ 3.000. No que se refere à localização dos domicílios, 14% estão na região Norte; 17% na região Centro-Oeste; 13% na região Sul; 39% na região Nordeste; e 18% na região Sudeste. Em 72% das famílias é o homem quem é considerado o chefe. Destaque-se que já é bastante notável o percentual de famílias em que a mulher é considerada chefe, 28%.

A tabela 2 mostra o dispêndio familiar com alimentação considerando o nível de instrução da mulher chefe de família ou cônjuge. Para os alimentos temporentensivos (arroz, feijão e farinha de trigo), observa-se redução do gasto à medida que se eleva o nível de instrução do ensino fundamental para o ensino superior. No caso do arroz e da farinha de trigo verifica-se uma pequena elevação no dispêndio médio familiar quando a mulher chefe ou cônjuge possui ensino fundamental em comparação com as que não possuem instrução.

TABELA 2

Gasto familiar médio mensal com alimentação, por nível de instrução da mulher chefe de família ou cônjuge – período 2002-2003

(Em R\$)

Alimentos	Gasto familiar médio mensal, por nível de instrução da mulher chefe da família ou cônjuge			
	Sem instrução	Ensino fundamental	Ensino médio	Ensino superior ou mais
Tempo-intensivos				
Feijão	8,65	8,64	6,10	5,54
Arroz	13,44	15,55	9,86	9,42
Farinha de trigo	1,64	2,90	1,48	1,21
Poupadores de tempo				
Pão	11,51	15,42	17,65	19,44
Alimentos prontos	4,10	3,85	7,44	11,17
Alimentação fora de casa	61,21	53,96	84,80	133,42
Número de observações	10.957	30.531	13.764	8.320

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir dos microdados da POF de 2002-2003 (IBGE, 2004c).

Quando se analisam os alimentos poupadores de tempo (pão, alimentos prontos e alimentação fora de casa) verifica-se exatamente o contrário, ou seja, há elevação dos gastos conforme aumenta o nível de instrução da mulher. No caso do pão, o dispêndio médio passa de R\$ 11,51 nas famílias onde a mulher não possui instrução para R\$ 19,44 nas famílias onde a mulher possui pelo menos o ensino superior. Para os alimentos prontos e a alimentação fora de casa verifica-se uma pequena redução no nível do gasto quando se comparam as famílias onde a dona de casa não possui instrução e onde ela possui apenas o ensino fundamental, como pode ser observado na tabela 2. O gasto médio com alimentos prontos nas famílias onde a dona de casa não possui instrução é de R\$ 4,10 por mês, enquanto nas famílias onde a mulher possui o ensino superior ou mais é de R\$ 11,17. No caso da alimentação fora de casa essa diferença também é bastante significativa, enquanto o gasto médio é de R\$ 61,21 nas famílias onde a mulher não possui instrução, nas famílias onde a mulher possui pelo menos o ensino superior é de R\$ 133,42 por mês. Vale destacar que, nessa análise da tabela 2, não estamos controlando fatores importantes que afetam os resultados, como a renda familiar, mas isso será feito posteriormente.

4.2 Resultados das equações *probit*

Os resultados da estimação do modelo *probit* estão apresentados nas tabelas 3 e 4, em que a variável dependente assume valores 1 ou 0, caso a família adquira ou não

TABELA 3

Resultados dos efeitos marginais do modelo *probit* para os produtos tempo-intensivos: feijão, arroz e farinha de trigo

Variáveis	Equações <i>probit</i>		
	Feijão	Arroz	Farinha de trigo
Renda domiciliar (log)	-0,0134 (-4,16)***	-0,0337 (-10,14)***	0,0117 (5,99)***
Composição familiar (número de pessoas por faixa etária)			
Até 6 anos	0,0259 (8,31)***	0,03058 (9,36)***	0,00569 (2,96)***
Entre 7 e 12	0,03303 (10,38)***	0,0338 (10,16)***	0,00667 (3,44)***
13 e 18	0,0367 (12,10)***	0,0411 (12,95)***	0,00863 (4,70)***
19 e 25	0,0292 (8,74)***	0,0385 (11,01)***	0,004403 (2,18)**
26 e 40	0,03015 (7,96)***	0,03032 (7,69)***	0,00940 (4,10)***
41 e 60	0,0465 (10,27)***	0,04059 (8,63)***	0,0143 (5,21)***
60 e +	0,0367 (5,43)***	0,01802 (2,56)**	0,01089 (2,70)***
Idade da mulher	0,000141 (0,47)	0,000736 (2,37)**	0,0000264 (0,14)
Sexo do chefe da família	0,0475 (7,62)***	0,0556 (8,62)***	0,008605 (2,25)**
Preta	-0,01066 (-1,01)	0,0146 (1,32)	-0,0160 (-2,55)**
Amarela	-0,08083 (-2,05)**	-0,05065 (-1,25)	-0,0413 (-1,95)*
Parda	0,00841 (1,58)	0,0164 (2,98)***	-0,0137 (-4,18)***
Indígena	-0,0941 (-2,68)***	-0,0747 (-2,02)**	-0,00421 (0,20)

(continua)

(continuação)

Variáveis	Equações <i>probit</i>		
	Feijão	Arroz	Farinha de trigo
Anos de escolaridade	-0,00759 (-10,66)***	-0,005046 (-6,88)***	-0,000716 (-1,67)*
Área urbana	-0,0660 (-11,11)***	-0,0291 (-4,74)***	-0,0445 (-11,83)***
Região Norte	0,1013 (11,27)***	0,191 (20,96)***	-0,02091 (-4,25)***
Nordeste	0,195 (26,84)***	0,2035 (27,48)***	-0,0494 (-11,83)***
Sul	0,0212 (2,32)**	0,02801 (3,01)***	0,0669 (12,18)***
Centro-Oeste	0,00279 (0,33)	0,0266 (3,11)***	0,00875 (1,85)*
Teste de Wald	2.083,91***	1.966,11***	363,98***
Número de observações	43.396	43.396	43.396

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir dos microdados da POF de 2002-2003.

Nota: Os testes *Z* estão entre parênteses abaixo dos valores dos coeficientes.

***, ** e * significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

determinado produto. Em todas as equações, o teste da Razão de Verossimilhança, que testa se todos os coeficientes de inclinação são 0, foi altamente significativo.

Na tabela 3 estão os efeitos marginais e testes para a probabilidade de aquisição dos produtos feijão, arroz e farinha de trigo, considerados tempo-intensivos. Foi identificado um importante efeito da variável *proxy* do custo de oportunidade do tempo da mulher, representado pelo número de anos de escolaridade da mulher chefe de família ou cônjuge, na probabilidade de aquisição de todos os alimentos da tabela 3. Os anos de estudo da mulher apresentaram um efeito negativo na probabilidade de aquisição de feijão, arroz e farinha de trigo. Isso, mais uma vez, vem comprovar a hipótese de que o custo de oportunidade do tempo da mulher afeta negativamente o consumo dos alimentos “tradicionais”, aqueles que demandam maior tempo de preparo.

Famílias com mulheres chefe ou cônjuge brancas foram mais propensas a adquirir farinha de trigo do que as com mulheres de cor preta, amarela, parda e indígena. Também as de cor branca tiveram maior probabilidade de adquirir feijão do que as amarelas e indígenas. No que se refere ao consumo de arroz, as famílias com donas de casa de cor branca são mais propensas ao consumo desse

TABELA 4

Resultados dos efeitos marginais do modelo *probit* para os produtos: alimentação fora de casa, alimentos prontos e pão

Variáveis	Equações <i>probit</i>		
	Alimentação fora de casa	Alimentos prontos	Pão
Renda domiciliar (log)	0,131 (37,70)***	0,0359 (18,60)***	0,0765 (23,09)***
Composição familiar (número de pessoas por faixa etária)			
Até 6 anos	-0,0165 (-5,02)***	0,00176 (0,88)	-0,00384 (-1,21)
Entre 7 e 12	0,0242 (7,17)***	0,00169 (0,83)	0,0139 (4,25)***
13 e 18	0,0423 (12,95)***	0,0000759 (0,04)	0,0157 (5,00)***
19 e 25	0,0626 (17,19)***	0,000212 (0,10)	0,0125 (3,61)***
26 e 40	0,0634 (15,53)***	0,00330 (1,43)	0,0359 (9,06)***
41 e 60	0,0471 (9,72)***	-0,001067 (-0,38)	0,0317 (6,73)***
60 e +	-0,01305 (-1,81)*	-0,00695 (-1,65)	0,0268 (3,79)***
Idade da mulher	-0,00321 (-10,18)***	-0,0005062 (-2,71)***	-0,000217 (-0,71)
Sexo do chefe da família	-0,0423 (-6,44)***	-0,00627 (-1,65)*	-0,02093 (-3,27)***
Preta	0,0232 (2,09)**	-0,0242 (-3,77)***	-0,04801 (-4,41)***
Amarela	0,0121 (0,29)	-0,000347 (-0,02)	-0,0175 (-0,44)
Parda	0,00564 (1,01)	-0,00866 (-2,63)***	-0,0148 (-2,73)***
Indígena	-0,0568 (-1,47)	0,0122 (0,50)	-0,10066 (-2,58)***

(continua)

(continuação)

Variáveis	Equações <i>probit</i>		
	Alimentação fora de casa	Alimentos prontos	Pão
Anos de escolaridade	0,00453 (6,07)***	0,00459 (11,08)***	0,0126 (17,24)***
Área urbana	-0,00319 (-0,52)	0,04097 (10,86)***	0,288 (47,18)***
Região Norte	-0,091002 (-9,83)***	-0,0173 (-3,49)***	-0,07050 (-7,73)***
Nordeste	-0,0544 (-7,20)***	-0,0179 (-4,31)***	-0,0145 (-1,96)**
Sul	-0,0552 (-5,90)***	0,0245 (4,81)***	-0,117 (-12,58)***
Centro-Oeste	-0,146 (-17,00)***	-0,0442 (-10,10)***	-0,182 (-21,27)***
Teste de Wald	5.570,07***	1.670,23***	7.900,91***
Número de observações	43.396	43.396	43.396

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir dos microdados da POF de 2002-2003.

Nota: Os testes *Z* estão entre parênteses abaixo dos valores dos coeficientes.

***, ** e * significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

produto do que as indígenas, no entanto, são menos propensas do que as de cor parda. É interessante notar que, além da cor, deve haver um efeito cultural associado a esses resultados. Indivíduos de cor branca são mais comuns no Sul do país, onde há maior índice de imigrantes europeus, que trouxeram consigo os hábitos alimentares de seu país de origem, por exemplo, o elevado consumo de massas.

Já a idade da mulher apresentou efeito significativo apenas para a aquisição de arroz. As famílias com donas de casa mais velhas apresentaram uma probabilidade maior de adquirir esse produto em relação às famílias com donas de casa mais jovens.

As características que descrevem a família desempenham um papel distinto na determinação da probabilidade de aquisição para os diferentes produtos. As famílias em que o chefe é a mulher são menos propensas a adquirir feijão, arroz e farinha de trigo do que famílias em que o chefe é o homem.

A probabilidade de adquirir um produto está diretamente relacionada ao número de indivíduos por faixa etária, para os três produtos, ou seja, todos os coeficientes são positivos e significativos.

No que se refere à renda, verificou-se que a mesma exerce influência positiva na probabilidade de aquisição da farinha de trigo e negativa para feijão e arroz. Como se trata de alimentos bastante populares acredita-se que, com uma elevação no nível de renda, haja uma tendência de substituição desses produtos por outros, como massas ou alimentos mais sofisticados.

As variáveis região e urbanização também apresentaram efeito significativo na determinação da probabilidade de aquisição dos alimentos. Os domicílios situados na área rural são mais propensos ao consumo de arroz, feijão e farinha de trigo do que os situados no meio urbano. É importante destacar que o preparo de pão caseiro continua sendo bastante comum no meio rural, o que implica maior aquisição de farinha de trigo.

No que se refere à localização regional, mais uma vez a questão cultural fica implícita nos resultados encontrados. Os domicílios situados na região Sudeste são menos propensos a aquisição de arroz e feijão do que os situados nas outras regiões do país. A probabilidade de aquisição de farinha de trigo é maior nas regiões Sul e Centro-Oeste e menor nas regiões Norte e Nordeste em relação à região Sudeste.

Destaque-se que o feijão, o arroz e a farinha de trigo fazem parte de um grupo de alimentos que demandam maior tempo de preparo. Na tabela 4 estão os produtos que fazem parte do grupo de alimentos “poupadores de tempo”, ou seja, prontos ou semiprontos para o consumo e que não necessitam de muito tempo de preparo. Desse grupo de alimentos, foram selecionados para este estudo: a alimentação fora de casa, os alimentos prontos e os pães.

A variável *proxy* do custo de oportunidade do tempo da mulher, isto é, o número de anos de escolaridade, mais uma vez se mostrou altamente significativa na probabilidade de aquisição. Essa variável apresentou uma relação positiva, como esperado, com a probabilidade de aquisição tanto da alimentação fora de casa quanto dos alimentos prontos e dos pães. No que se refere aos alimentos prontos, o resultado encontrado confirma os resultados de Park e Capps (1997), que identificaram efeito positivo do custo de oportunidade do tempo da mulher sobre a probabilidade de consumo de alimentos prontos nos Estados Unidos. Em outro estudo feito para os Estados Unidos, McCracken e Brandt (1987) também encontraram relação positiva entre o valor do tempo (ou o custo de oportunidade do tempo da mulher) e o gasto com alimentação fora do domicílio.

A idade da mulher chefe de família ou cônjuge apresentou efeito negativo na probabilidade de aquisição de todos os produtos, ou seja, famílias com donas de casa mais velhas apresentaram menor probabilidade de adquirir alimentação fora de casa, alimentos prontos e pães, do que as famílias com donas de casa mais jovens. No entanto, para os pães, o coeficiente da variável não foi significativo, o

que também é perfeitamente aceitável, uma vez que pessoas mais idosas são mais propensas ao consumo de alimentos tradicionais e dificilmente mudam seus hábitos.

A composição familiar apresentou resultados distintos para os produtos. No que se refere à alimentação fora de casa, somente para as faixas etárias de até 6 anos e acima de 60 anos de idade é que se verificou relação inversa com a probabilidade de aquisição, ou seja, a presença de crianças pequenas e de idosos na família reduziu a probabilidade de aquisição de alimentação fora de casa. Para as outras faixas, a probabilidade de aquisição foi diretamente proporcional ao número de indivíduos na família. A composição familiar não teve efeito sobre a aquisição de alimentos prontos, ao contrário de um estudo realizado nos Estados Unidos por Park e Capps (1997) que concluíram que o tamanho da família exerce influência positiva, mas a uma taxa decrescente. No caso do pão, a probabilidade de aquisição também foi diretamente proporcional ao número de indivíduos para todas as faixas de idade acima de 7 anos.

Nas famílias onde o homem é o chefe, foi menor a propensão a adquirir alimentação fora de casa, alimentos prontos e pães do que naquelas onde a mulher é a chefe. Esses resultados também estão de acordo com o esperado, uma vez que, quando a mulher é a responsável pela família, muito provavelmente ela trabalha e com isso o seu tempo para o preparo de alimentos é menor, o que implica o aumento no consumo de alimentos mais práticos.

Os resultados também mostram que um aumento na renda familiar eleva a probabilidade de aquisição de alimentação fora de casa, de alimentos prontos e de pães.

Os domicílios situados na área urbana foram mais propensos à aquisição de alimentos prontos e de pão do que os situados no meio rural. A variável urbanização vem confirmar os resultados encontrados por Martins (1998) que, em um estudo sobre o consumo de alimentos no Brasil, observou que o intenso processo de urbanização gerou significativas mudanças nos hábitos alimentares, ou seja, uma substituição dos alimentos tradicionais por alimentos mais práticos e pela alimentação fora do domicílio.

Famílias situadas na região Sudeste adquiriram mais alimentação fora de casa e pães do que as situadas nas outras regiões do país; e as situadas no Sudeste adquiriram mais alimentos prontos do que as da região Norte, Nordeste e Centro-Oeste, porém menos do que as da região Sul.

A tabela 5 traz um resumo dos resultados das variáveis: número de anos de escolaridade da mulher chefe de família ou cônjuge, que é a variável *proxy* do custo de oportunidade do tempo da mulher; e o sexo do chefe da família, variável que também está relacionada ao custo de oportunidade do tempo da mulher. É

TABELA 5

Resultados dos efeitos marginais (em %) do modelo *probit* para todos os produtos, considerando-se apenas as variáveis anos de escolaridade da mulher e sexo do chefe da família – valores retirados das tabelas 3 e 4

Produtos	Variáveis	
	Anos de escolaridade	Sexo do chefe da família
Alimentos tempo-intensivos		
Feijão	-0,759 (-10,66)***	4,75 (7,62)***
Arroz	-0,5046 (-6,88)***	5,56 (8,62)***
Farinha de trigo	-0,0716 (-1,67)*	0,8605 (2,25)**
Alimentos poupadores de tempo		
Alimentação fora de casa	0,453 (6,07)***	-4,23 (-6,44)***
Alimentos prontos	0,459 (11,08)***	-0,627 (-1,65)*
Pão	1,26 (17,24)***	-2,093 (-3,27)***

Fonte: Dados da pesquisa obtidos a partir dos microdados da POF de 2002-2003.

Nota: Os testes Z estão entre parênteses abaixo dos valores dos coeficientes.

***, ** e * significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

importante destacar que os coeficientes dessas variáveis foram altamente significativos, confirmando sua importância na determinação da probabilidade de aquisição dos alimentos, resultado esse que corrobora estudos anteriores como, por exemplo, os de Senauer, Sahn e Alderman (1986) no Sri Lanka, que mostraram que o valor do tempo é um fator muito importante para explicar mudanças nos padrões de consumo de alimentos. Na tabela 5, o maior efeito foi a elevação de 1,3% na probabilidade de se adquirir pão ao se elevar em um ano o nível de escolaridade da mulher. No caso de alimentos prontos e da alimentação fora de casa, o aumento foi em torno de 0,5%. Por outro lado, o mesmo aumento na escolaridade da mulher reduziu a probabilidade de consumo de feijão em 0,8%; de arroz, em 0,5%; e de farinha de trigo, em 0,1%.

Verifica-se que, quando a mulher é a chefe da família, a probabilidade de adquirir feijão, arroz e farinha de trigo é menor, ao passo que a probabilidade de adquirir alimentação fora de casa, alimentos prontos e pães é maior. Esse fato mostra a influência negativa do trabalho da mulher ou do custo de oportunidade

do tempo da mulher na probabilidade de aquisição de alimentos que demandam maior tempo de preparo e uma influência positiva na aquisição de alimentos que demandam menos tempo de preparo. Quando a mulher é chefe de família, provavelmente trabalha fora de casa e é a principal responsável pelo sustento da família. Resultado semelhante foi encontrado por Bertasso (2000), que em um estudo sobre o consumo alimentar nas regiões metropolitanas (RMs) do Brasil, identificou que nas famílias onde a mulher trabalhava havia maior tendência ao consumo de alimentação mais prática e de fácil e rápido preparo.

Em síntese, a probabilidade de aquisição dos alimentos considerados “poupadores de tempo” (alimentação fora de casa, alimentos prontos e pão) aumenta, enquanto a probabilidade de aquisição dos alimentos tradicionais tempo-intensivos (arroz, feijão e farinha de trigo) diminui de acordo com o nível de escolaridade da mulher e quando a mulher é a chefe da família. O comportamento dessas variáveis vem comprovar a hipótese de que o custo de oportunidade do tempo da mulher reduz a aquisição de alimentos tempo-intensivos e aumenta o consumo de alimentos poupadores de tempo.

4.3 Equações de dispêndio – efeitos marginais condicionais e não-condicionais

É comum na literatura apresentar o efeito marginal condicional, efeito esse que é calculado considerando-se apenas as famílias que adquiriram determinado produto no período da pesquisa. Entretanto, neste estudo, é de grande importância a análise do efeito não-condicional, que inclui também os potenciais consumidores, uma vez que muitos domicílios não adquiriram o produto na data de coleta das informações pelo órgão de pesquisa, mas são potenciais consumidores do bem. Com isso espera-se ter um resultado mais compatível com a realidade.

A tabela 6 apresenta os resultados do efeito da variável-chave deste estudo, ou seja, do custo de oportunidade do tempo da mulher sobre o dispêndio com todos os produtos em análise, quais sejam: alimentos tempo-intensivos (arroz, feijão e farinha de trigo) e alimentos poupadores de tempo (alimentação fora de casa, alimentos prontos e pão). Para o caso do feijão, um aumento de um ano na escolaridade da mulher chefe da família ou cônjuge reduziu o dispêndio com esse produto em 1,4%, considerando-se o efeito marginal condicional, e em 3,6%, quando se analisa o efeito não-condicional. Isso significa que o custo de oportunidade do tempo da mulher reduziu o dispêndio das famílias que adquiriram o produto, mas reduziu de forma bem mais significativa o dispêndio com feijão da população potencial consumidora, pois, nesse caso, a mudança na probabilidade de aquisição do bem também é levada em consideração.

O aumento do custo de oportunidade do tempo da mulher reduz então o dispêndio com feijão, arroz e farinha de trigo e aumenta o dispêndio com alimentação

TABELA 6

Efeitos marginais condicionais e não-condicionais para o dispêndio com todos os produtos, considerando-se apenas a variável anos de escolaridade

(Em %)

Produtos	Anos de escolaridade da mulher	
	Efeito marginal condicional	Efeito marginal não-condicional
Alimentos tempo-intensivos		
Feijão	-1,43***	-3,55***
Arroz	-1,89***	-3,08***
Farinha de trigo	-2,39***	-3,10***
Alimentos poupadores de tempo		
Alimentação fora de casa	2,34***	3,16***
Alimentos prontos	3,49***	8,39***
Pão	1,98***	3,96***

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir dos microdados da POF de 2002-2003.

***, ** e * significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

fora de casa, alimentos prontos e pães. O aumento de um ano de estudo reduziu o dispêndio com feijão em 3,6% e do arroz em 3,1%. Esses resultados confirmam os obtidos por McCracken e Brandt (1987); Sdrali (2005); Senauer (2004); Senauer, Sahn e Alderman (1986); e Park e Capps (1997), entre outros, que comprovaram a importância do custo de oportunidade do tempo da mulher na determinação dos padrões de consumo de alimentos.

Por outro lado, o aumento no número de anos de estudo da mulher elevou o dispêndio domiciliar com alimentação fora de casa em 3,2%, com alimentos prontos em 8,4% e com pães em 4%. Comparando-se a alimentação fora de casa e os alimentos prontos, verifica-se que o custo de oportunidade do tempo da mulher tem maior efeito no dispêndio familiar com alimentos prontos.

McCracken e Brandt (1987), em um estudo sobre o consumo de alimentos fora do domicílio nos Estados Unidos, também encontraram relação positiva entre o valor do tempo da mulher e o gasto total com alimentação fora de casa. O mesmo resultado foi obtido por Prochaska e Schrimper (1973) em outro estudo feito para os Estados Unidos. Relação semelhante foi encontrada por Senauer (2004), também para os Estados Unidos, considerando os alimentos semiprontos.

Em síntese, os resultados encontrados para a variável anos de estudo da mulher chefe da família ou cônjuge – que representa o custo de oportunidade do tempo da mulher – foram altamente significativos para todos os produtos analisados,

confirmando sua relevância na determinação dos padrões de consumo e de dispêndio. Além disso, os resultados estão de acordo com o esperado, ou seja, o custo de oportunidade do tempo da mulher apresentou uma relação direta com o dispêndio dos produtos poupadores de tempo e uma relação inversa com os produtos tempo-intensivos. Senauer, Sahn e Alderman (1986), com base em dados do Sri Lanka, também concluíram que o valor do tempo da mulher teve impacto positivo no consumo de pão (que é um alimento prático) e negativo no consumo de arroz (que demanda maior tempo de preparo). Os autores ainda sugeriram que o valor do tempo da mulher é um importante fator na mudança do consumo de alimentos tempo-intensivos para os alimentos semiprontos e a alimentação fora do domicílio.

As tabelas 7 e 8 apresentam os resultados dos impactos das variáveis renda, urbanização e composição familiar sobre os produtos tempo-intensivos: arroz,

TABELA 7

Efeito marginal condicional para o dispêndio com os produtos: feijão, arroz e farinha de trigo

Variáveis ^a	Equações de dispêndio		
	Feijão	Arroz	Farinha de trigo
Renda domiciliar (log)	0,0754***	0,118*	0,0292***
Anos de escolaridade	-0,0143***	-0,0189***	-0,0239***
Área urbana	-0,211***	-0,134***	-0,2305
Composição familiar			
Até 6 anos	0,0185***	0,0130***	0,00964*
Entre 7 e 12	0,0405***	0,05032***	0,05043
13 e 18	0,0652***	0,0624***	0,0457
19 e 25	0,0555***	0,0470***	0,0229
26 e 40	0,0622***	0,0831***	0,0796
41 e 60	0,0653***	0,08080***	0,0591**
60 e +	0,0879***	0,121***	0,0194**
Lambda	0,3202 (8,48)***	1,562 (26,11)***	-1,6054 (-19,74)***
Número de observações	15.492	18.054	4.611

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir dos microdados da POF de 2002-2003.

***, ** e * significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

^a Como a variável dependente é o logaritmo do dispêndio, os valores do efeito marginal de todas as variáveis, excluindo a renda domiciliar que está em termos de logaritmo, foram transformados utilizando-se a fórmula $[\exp(c) - 1]$, onde c é o valor do efeito marginal. Ou seja, calcula-se o antilog dos valores.

TABELA 8

Efeito marginal não-condicional para o dispêndio com os produtos: feijão, arroz e farinha de trigo

Variáveis ^a	Equações de dispêndio		
	Feijão	Arroz	Farinha de trigo
Renda domiciliar (log)	0,03708***	0,0363*	0,149***
Anos de escolaridade	-0,0355***	-0,03081***	-0,03101***
Área urbana	-0,341***	-0,192***	-0,487
Composição familiar			
Até 6 anos	0,0971***	0,0913***	0,07026*
Entre 7 e 12	0,144***	0,140***	0,125
13 e 18	0,184***	0,175***	0,142
19 e 25	0,148***	0,149***	0,07015
26 e 40	0,158***	0,166***	0,189
41 e 60	0,218***	0,192***	0,226**
60 e +	0,2101***	0,171***	0,140**
Lambda	0,3202 (8,48)***	1,562 (26,11)***	-1,6054 (-19,74)***
Número de observações	43.396	43.396	43.396

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir dos microdados da POF de 2002-2003.

***, ** e * significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

^a Como a variável dependente é o logaritmo do dispêndio, os valores do efeito marginal de todas as variáveis, excluindo a renda domiciliar que está em termos de logaritmo, foram transformados utilizando-se a fórmula $[\exp(c) - 1]$, onde c é o valor do efeito marginal. Ou seja, calcula-se o antilog dos valores.

feijão e farinha de trigo. Na tabela 7 estão os valores do efeito marginal condicional (efeito obtido considerando-se apenas os domicílios que adquirem determinado produto), e na tabela 8 os resultados do efeito marginal não-condicional (efeito obtido para toda a população e não somente para aqueles que adquirem o produto, como é o caso do efeito condicional).

Apesar de os dois efeitos serem apresentados, os comentários se baseiam nos efeitos não-condicionais, por considerarmos estes os mais apropriados para o presente caso, mas não invalidando-se os resultados do efeito condicional.

Com base na tabela 8, um aumento de 10% na renda familiar eleva o gasto com feijão e arroz em 0,4% e com farinha de trigo em 1,5%. O maior efeito de

uma elevação na renda foi sobre o dispêndio com a farinha de trigo, e o menor, sobre o gasto com arroz e feijão.

Observou-se também que os domicílios da área urbana gastam 34,1% menos com feijão e 19,2% menos com arroz em relação aos da área rural. O feijão é o produto que apresentou a maior redução no dispêndio urbano em relação ao rural, o que era esperado, uma vez que o consumo de feijão é bem mais comum no meio rural, onde muitas famílias, principalmente os pequenos produtores, ainda cultivam o feijão para o consumo próprio.

O efeito marginal da variável composição familiar se mostrou significativo e em relação direta com o dispêndio da maior parte dos produtos, como é o caso do feijão e do arroz. O que mostra que, quanto maior o número de pessoas, maior o dispêndio familiar com esses produtos.

Nas tabelas 9 e 10 encontram-se os resultados dos efeitos marginais condicional e não-condicional das equações de dispêndio com a alimentação fora de casa, alimentos prontos e pães. Observa-se que um aumento de 10% na renda familiar eleva o dispêndio com a alimentação fora de casa em 7,6% (efeito não-condicional). O mesmo aumento na renda eleva o consumo de alimentos prontos em 6,9% e o de pães em 3,4%.¹

Destaque-se que esse maior efeito da renda sobre a alimentação fora de casa, em relação aos alimentos consumidos no domicílio, também foi identificado por Hoffmann (2000a). Esse autor fez um estudo sobre as elasticidades-renda da despesa com alimentos nas RMs do Brasil e identificou que, com o aumento na renda, havia uma propensão maior ao consumo de alimentos fora de casa em relação ao consumo no domicílio.

A urbanização foi altamente significativa, comprovando a sua importância na determinação do dispêndio com os produtos analisados. Martins (1998), em uma comparação feita com dados do Estudo Nacional de Despesa Familiar (Endef) de 1974-1975 e da POF de 1987-1988, concluiu que o processo de urbanização levou a significativas mudanças nos hábitos alimentares da população brasileira. O autor observou ainda a substituição de alimentos que demandam maior tempo de preparo por alimentos mais práticos e pela alimentação fora de casa.

1. Poderíamos considerar a "presença de empregada doméstica no domicílio" como variável explanatória do modelo e esperar que em domicílios onde haja empregada doméstica o consumo de bens tempo-intensivos seja maior. Entretanto, as famílias que teriam empregadas domésticas seriam possivelmente aquelas mais ricas e em que o nível de escolaridade da mulher fosse maior. Se o resultado do estudo fosse o de que famílias com maior renda e/ou maior escolaridade da mulher consumisse mais bens tempo-intensivos, poderíamos creditar esse resultado não esperado ao fato de não termos controlado para a presença de empregadas domésticas. No entanto, o resultado do estudo mostrou que quanto maior o custo de oportunidade da mulher e maior a renda da família, menor é a probabilidade de consumo e de dispêndio com alimentos tempo-intensivos, mesmo sem incluir a presença de doméstica no domicílio.

TABELA 9

Efeito marginal condicional para o dispêndio com a alimentação fora de casa, os alimentos prontos e o pão

Variáveis ^a	Equações de dispêndio		
	Alimentação fora de casa	Alimentos prontos	Pão
Renda domiciliar (log)	0,535***	0,328***	0,223***
Anos de escolaridade	0,0234***	0,0349***	0,0198***
Área urbana	0,0955***	0,298***	0,136***
Composição familiar			
Até 6 anos	-0,0370***	-0,145***	0,0441***
Entre 7 e 12	-0,0147	-0,0468*	0,126***
13 e 18	0,05802***	-0,01091	0,123***
19 e 25	0,125***	-0,0514**	0,08058***
26 e 40	0,1054***	-0,0758***	0,117***
41 e 60	0,00829*	-0,0997***	0,177***
60 e +	-0,1028***	-0,0744**	0,2032***
Lambda	0,196 (2,06)**	0,336 (2,27)**	0,0274 (0,49)
Número de observações	24.678	4.964	27.856

Fonte: Resultados da pesquisa, obtidos a partir dos microdados da POF de 2002-2003.

***, ** e * significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

^a Como a variável dependente é o logaritmo do dispêndio, os valores do efeito marginal de todas as variáveis, excluindo a renda domiciliar que está em termos de logaritmo, foram transformados utilizando-se a fórmula $[\exp(c) - 1]$, onde c é o valor do efeito marginal. Ou seja, calcula-se o antilog dos valores.

A composição familiar também se mostrou bastante significativa na determinação do dispêndio. Os resultados mostraram que o número de pessoas no domicílio está diretamente relacionado ao dispêndio com pães e inversamente relacionado ao dispêndio com alimentos prontos. Um aumento no número de crianças de até 6 anos e de idosos na família reduziu o gasto com alimentação fora de casa, mas houve aumento do consumo nas outras faixas etárias. Redman (1980) também identificou que famílias com crianças pequenas gastam menos com refeições fora de casa.

Destaque-se que a faixa etária entre 19 e 25 anos é a mais representativa para a alimentação fora de casa, isto é, há maior dispêndio com o consumo de alimentação fora do domicílio nas famílias com maior número de jovens, fato que também

TABELA 10

Efeito marginal não-condicional para o dispêndio com a alimentação fora de casa, os alimentos prontos e o pão

Variáveis ^a	Equações de dispêndio		
	Alimentação fora de casa	Alimentos prontos	Pão
Renda domiciliar (log)	0,762***	0,689***	0,339***
Anos de escolaridade	0,0316***	0,0839***	0,0396***
Área urbana	0,0894***	1,07301***	0,9022***
Composição familiar			
Até 6 anos	-0,0642***	-0,130***	0,0381***
Entre 7 e 12	0,0276	-0,03044*	0,151***
13 e 18	0,140***	-0,00997	0,149***
19 e 25	0,255***	-0,0494**	1,627***
26 e 40	0,234***	-0,0446***	0,179***
41 e 60	0,0941*	-0,1095***	0,235***
60 e +	-0,123***	-0,137**	0,254***
Lambda	0,196 (2,06)**	0,336 (2,27)**	0,0274 (0,49)
Número de observações	43.396	43.396	43.396

Fonte: Resultados da pesquisa, obtidos a partir dos microdados da POF de 2002-2003.

***, ** e * significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

^a Como a variável dependente é o logaritmo do dispêndio, os valores do efeito marginal de todas as variáveis, excluindo a renda domiciliar que está em termos de logaritmo, foram transformados utilizando-se a fórmula $[\exp(c) - 1]$, onde c é o valor do efeito marginal. Ou seja, calcula-se o antilog dos valores.

foi identificado por Bertasso (2000), ou seja, é o aumento no número de jovens na família que possui a maior influência na elevação do gasto com alimentação fora do domicílio, como pode ser observado na tabela 10.

A maioria dos coeficientes da variável lambda ou razão inversa de Mills foi estatisticamente significativa a 1%, indicando a necessidade de correção do viés de seleção amostral. O sinal negativo dessa variável para a farinha de trigo indica que fatores não mensurados, que elevam a probabilidade de aquisição, reduzem o gasto com esse produto; enquanto o sinal positivo para o feijão, arroz, pão, alimentos prontos e alimentação fora de casa indica que os fatores não mensurados, que elevam a probabilidade de aquisição desses produtos, aumentam o gasto com os mesmos. Esses fatos nos levam a concluir que a não utilização do procedimento

em dois estágios de Heckman poderia gerar um viés sobre os verdadeiros efeitos das variáveis exógenas sobre o dispêndio familiar com os produtos.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo central deste estudo foi avaliar a influência do custo de oportunidade do tempo da mulher e de alguns outros fatores socioeconômicos sobre os padrões de consumo alimentar no Brasil.

Os resultados empíricos mostraram que o custo de oportunidade do tempo da mulher, medido pelo número de anos de escolaridade, teve grande influência na determinação dos padrões de consumo de alimentos para o Brasil. O custo de oportunidade do tempo da mulher afetou negativamente a probabilidade de aquisição de feijão, arroz e farinha de trigo e afetou positivamente a probabilidade de aquisição de alimentos prontos, pães e alimentação fora de casa.

Na análise das equações de dispêndio, a variável anos de escolaridade da mulher foi inversamente relacionada ao dispêndio com os alimentos tempo-intensivos analisados, ou seja, feijão, arroz e farinha de trigo. Por outro lado, o estudo da mulher apresentou uma relação direta com o consumo dos alimentos poupadores de tempo isto é, alimentação fora de casa, alimentos prontos e pães, o que significa que um aumento no custo de oportunidade do tempo da mulher implica a redução no dispêndio domiciliar com os alimentos que demandam maior tempo de preparo e um aumento no dispêndio com produtos mais práticos, de fácil e rápido preparo.

O processo de urbanização, que se intensificou de forma bastante significativa nas últimas décadas, também apresentou uma forte influência, tanto na determinação da probabilidade de aquisição quanto no dispêndio domiciliar, para a maior parte dos produtos em análise. Enquanto a aquisição de feijão, arroz e farinha de trigo é menor na área urbana em relação à rural, a aquisição de alimentos prontos e pães é maior, ou seja, a urbanização exerce efeito negativo na probabilidade de aquisição de alimentos que demandam maior tempo de preparo e efeito positivo sobre a probabilidade de aquisição de alimentos poupadores de tempo. Resultados semelhantes foram encontrados para as equações de dispêndio.

A composição das famílias brasileiras vem se modificando significativamente. Os resultados da POF de 2002-2003 mostram que 26% das famílias brasileiras são chefiadas por mulheres, e na área urbana esse percentual chega a 28%. Além disso, 54% das mulheres chefes de família ou cônjuges trabalham fora de casa e o tamanho médio da família brasileira é de 3,6 pessoas. A composição familiar também afetou significativamente a probabilidade de consumo da maior parte dos alimentos analisados.

A renda familiar, mais uma vez, confirmou sua importância tanto na probabilidade de aquisição quanto no dispêndio familiar com a alimentação. Um aumento na renda elevou a probabilidade de aquisição de todos os produtos, exceto no caso do feijão e do arroz, e por se tratar de alimentos bastante populares, um aumento na renda familiar talvez faça com que esses alimentos sejam substituídos por outros. Entretanto, esse resultado pode não ocorrer para todos os níveis de renda, o que mostra a importância de se fazer essa mesma análise para as diferentes classes de rendimento. A elevação no rendimento familiar apresentou efeito positivo no dispêndio com todos os produtos analisados. O maior efeito foi sobre o dispêndio com alimentação fora de casa e alimentos prontos, e o menor, sobre o dispêndio familiar com feijão e arroz.

Considerando-se que a intensificação do processo de urbanização e o aumento na participação da mulher no mercado de trabalho, reduzindo o tempo disponível para os afazeres domésticos, são fatos; e que o aumento no consumo de refeições prontas e da alimentação fora do domicílio, assim como a redução no consumo de feijão e arroz, é uma tendência, é preciso que sejam adotadas políticas com o intuito de conscientizar a população dos riscos de uma alimentação inadequada, principalmente porque muitas doenças, como, por exemplo, obesidade, diabetes, pressão arterial, problemas cardíacos e câncer, entre outras, são causadas, em parte, por uma alimentação inadequada e certamente são enfermidades que elevam significativamente os gastos públicos.

ABSTRACT

We estimate income-consumption equations or Engel curves to analyze the influence of the woman's opportunity cost of time on food consumption in Brazil. The micro data come from the national budget survey Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2002-2003, carried out by the Brazilian Geographical and Statistical Institute – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Based on the theory of Household Production and making use of the Heckman procedure, it was verified that the woman's opportunity cost of time is positively related to household expenditures on time saver foods (demand a shorter time to be prepared) and negatively related to household expenditures on time intensive foods (demand more time to be prepared).

REFERÊNCIAS

BECKER, G. S. A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, New York, v. 75, n. 299, p. 493-517, Sep. 1965.

_____. *A treatise on the family*. Cambridge, M. A.: Harvard University Press, 1981.

BERTASSO, B. F. *O consumo alimentar em regiões metropolitanas brasileiras – análise da pesquisa de orçamentos familiares/IBGE 1995/96*. 109 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2000.

- BLUNDELL, R.; MEGHIR, C. Bivariate alternatives to the tobit model. *Journal of Econometrics*, v. 34, p. 179-200, 1987.
- DEATON, A. S.; IRISH, M. Statistical models for zero expenditures in household budget. *Journal of Public Economics*, v. 23, p. 59-80, 1984.
- DEATON, A. S.; MUELLBAUER, J. *Economics and consumer behavior*. New York: Cambridge University Press, 1986. 450 p.
- GALEAZZI, M. A. M.; DOMENE, S. M. A.; SICHIERI, R. (Orgs.). *Estudo multicêntrico sobre consumo alimentar*. Brasília: Ministério da Saúde, 1997. Disponível em: <http://dtr2004.saude.gov.br/nutricao/boletim_sisvan/documentos/estudo_multicentrico_consumo_alimentar.pdf>. Acesso em: 26 jan. 2005.
- GALEAZZI, M. A. M.; MARCHESICH, R. *Nutrition country profiles: Brazil*. Rome: FAO, Oct. 2000. 36 p.
- GRAY, C. W. *Food consumption parameters for Brazil and their application to food policy*. Washington, D.C.: International Food Policy Research Institute, Sep. 1982. 76 p. (Research Report, 32).
- GRONAU, R. Leisure, home production and work: the theory of the allocation of time revisited. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 85, n. 6, p. 1.099-1.123, Dec. 1977.
- HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, Menasha, v. 47, n. 1, p. 153-161, Jan. 1979.
- HOFFMANN, R. Elasticidades de Engel para dispêndios familiares na cidade do Rio de Janeiro: outro método de estimação. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 13, n. 1, p. 267-274, abr. 1983.
- _____. A diminuição do consumo de feijão no Brasil. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 25, n. 2, p. 189-201, maio/ago. 1995.
- _____. Elasticidades-renda da despesa com alimentos em regiões metropolitanas do Brasil em 1995-96. *Informações Econômicas*, São Paulo, v. 30, n. 2, p. 17-24, fev. 2000a.
- _____. Elasticidades-renda das despesas e do consumo físico de alimentos no Brasil metropolitano em 1995-96. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, v. 47, n. 1, p. 111-122, jan./jun. 2000b.
- HOFFMANN, R.; KASSOUF, A. L. Deriving conditional and unconditional marginal effects in log earnings equations estimated by Heckman's procedure. *Applied Economics*, Londres, v. 37, n. 11, p. 1.303-1.311, June 2005.
- IBGE. *População: indicadores sociais: indicadores sociais mínimos*. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 14 nov. 2004a.
- _____. *Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003: primeiros resultados: Brasil e grandes regiões*. Rio de Janeiro: IBGE, Coordenação de Índices de Preços, 2004b. 276 p.
- _____. *Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003: microdados: Brasil e grandes regiões*. Rio de Janeiro: IBGE, Coordenação de Índices de Preços, 2004c. 1 CD-ROM.
- JOHNSTON, J.; DINARDO, J. *Econometrics methods*. 4th ed. McGraw-Hill Editor, 1997.
- KENNEDY, P. *A guide to econometrics*. 5th ed. Blackwell Publishers, 2003.
- KEEN, M. J. Zero expenditures and the estimation of Engel curves. *Journal of Applied Econometrics*, v. 1, p. 277-286, 1986.

KINSEY, J. Working wives and the marginal propensity to consume food away from home. *American Journal of Agricultural Economics*, New York, v. 65, n. 1, p. 10-19, Feb. 1983.

LANCASTER, K. J. A new approach to consumer theory. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 74, n. 2, p. 132-157, Apr. 1966.

MARTINS, E. *Variações no consumo de alimentos no Brasil de 1974/75 a 1987/88*. 117 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1998.

McCRACKEN, V. A.; BRANDT, J. A. Household consumption of food-away-from-home: total expenditure and type of food facility. *American Journal of Agricultural Economics*, New York, v. 69, n. 2, p. 274-284, May 1987.

MENEZES, T.; SILVEIRA, F. G.; MAGALHÃES, L. C. G. de; TOMICH, F. A.; VIANNA, S. W. *Gastos alimentares nas grandes regiões urbanas do Brasil: aplicações do modelo AID aos microdados da POF 1995/1996 IBGE*. Brasília: Ipea, jun. 2002. 21 p. (Texto para discussão, n. 896).

MONDINI, L.; MONTEIRO, C. A. Mudanças no padrão de alimentação da população urbana brasileira (1962-1988). *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 28, n. 6, p. 433-439, dez. 1994.

PARK, J. L.; CAPPS, O. JR. Demand for prepared meals by U.S. households. *American Journal of Agricultural Economics*, New York, v. 79, n. 3, p. 814-824, Aug. 1997.

PROCHASKA, F. J.; SCHRIMPER, R. A. Opportunity cost of time and other socioeconomic effects on away-from-home food consumption. *American Journal of Agricultural Economics*, New York, v. 55, n. 4, p. 595-603, Nov. 1973.

REDMAN, B. J. The impact of women's time allocation of expenditure for meals away-from-home and prepared foods. *American Journal of Agricultural Economics*, New York, v. 62, n. 2, p. 234-237, May 1980.

RUEL, M. T.; HADDAD, L.; GARRETT, J. L. *Some urban facts of life: implications for research and policy*. Washington, D.C.: International Food Policy Research Institute, Food Consumption and Nutrition Division – FCND, Apr. 1999. 21 p. (Discussion paper, n. 64).

SAHA, A.; CAPPS, O.; BYRNE, P. Calculating marginal effects in models for zero expenditures in household budgets using Heckman-type correction. *Applied Economics*, v. 29, p. 1.311-1.316, 1997.

SDRALI, D. *Effects of sociodemographic and economic factors on food expenditure in a prefecture of Greece*. Disponível em: <www.lse.ac.uk/collections/hellenicObservatory/pdf/symposiumpapersonline/Sdrali.pdf>. Acesso em: 3 fev. 2005.

SENAUER, B. The effect of demographic shifts and changes in the income distribution on food-away-from-home expenditure. *American Journal of Agricultural Economics*, New York, v. 61, n. 5, p. 1.046-1.057, Dec. 1979.

———. *Changes and trends in consumption patterns*. Disponível em: <<http://www.ers.usda.gov/briefing/foodmarketstructures/conferencepapers/senauer.pdf>>. Acesso em: 31 ago. 2004.

SENAUER, B.; SAHN, D.; ALDERMAN, H. The effect of the value of time on food consumption patterns in developing countries: evidence from Sri Lanka. *American Journal of Agricultural Economics*, New York, v. 68, n. 4, p. 920-927, Nov. 1986.

SICHERI, R.; CASTRO, J. F. G.; MOURA, A. S. Fatores associados ao padrão de consumo alimentar da população brasileira urbana. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 19, Supl. 1, p. 47-53, 2003.

SILVEIRA, F. G.; MAGALHÃES, L. C. G. de; TOMICH, F. A.; VIANNA, S. T. W.; SAFATLE, L.; LEAL, J. C. *Insuficiência alimentar nas grandes regiões urbanas brasileiras*. Brasília: Ipea, jun. 2002. 29 p. (Texto para discussão, n. 884).

THOMAS, V. *Differences in income, nutrition and poverty within Brazil*. Washington, D.C.: World Bank, Feb. 1982. 103 p. (World Bank Staff Working Paper, n. 505).

(Originais recebidos em agosto de 2007. Revistos em setembro de 2007.)