

NOTAS ECONÓMICAS

9

JEAN-PAUL FITOUSSI ANATOMIA DO CRESCIMENTO DÉBIL

ANTÓNIO MARTINS INFLUÊNCIA DA FISCALIDADE NA ESTRUTURA DE CAPITAL DAS EMPRESAS

MARGARIDA MELLO / ANTÓNIO BRANDÃO GRAU DE COMPETITIVIDADE DA INDÚSTRIA PORTUGUESA DO LEITE

JOÃO REBELO O PAPEL DAS COOPERATIVAS AGRÍCOLAS DE COMERCIALIZAÇÃO / TRANSFORMAÇÃO

JOÃO LOUREIRO INTERVENÇÃO CAMBIAL DO BANCO DE PORTUGAL

FRANÇOIS PAUMIER-BIANCO GENÈSE, VIE ET FIN DES MONOPOLES DE TÉLÉCOMMUNICATIONS

REVISTA DA FACULDADE DE ECONOMIA DA UNIVERSIDADE DE COIMBRA

O Grau de Competitividade da Indústria Portuguesa do Leite



Margarida Mello e António Brandão Faculdade de Economia da Universidade do Porto

resumo

résumé / abstract

A indústria portuguesa do leite tem vivido, nos últimos tempos, um período de mudança que é, em grande parte, determinado pela intensificação da concorrência externa. Nestas circunstâncias, é muito importante conhecer bem todos os factores que condicionaram a fácil penetração da Parmalat no mercado nacional de leite UHT. Alguns agentes económicos do sector, encontram uma explicação para esse período de rápida penetração da Parmalat num comportamento aparentemente colusivo por parte das maiores cooperativas nacionais. No entanto, até ao momento e que seja do nosso conhecimento, nenhuma prova formal foi dada no sentido de corroborar tal opinião. É pois objectivo deste trabalho fazê-lo usando um modelo econométrico que adapta os trabalhos de Appelbaum, Iwata e Rogers ao caso particular da indústria em análise. Os resultados empíricos obtidos confirmam um elevado grau de poder de mercado por parte da indústria e um comportamento que se afasta significativamente do esperado em concorrência perfeita, dando indicação clara da possibilidade de conluio entre as empresas do sector durante o período em análise.

Les récents changements survenus dans l'industrie portugaise du lait sont principalement déterminés par l'intensification de la concurrence étrangère. Dans ces circonstances, il devient très important de connaître parfaitement les facteurs qui ont conditionné la pénétration sans peine de Parmalat sur le marché national du lait UHT. Pour expliquer l'origine de cette période de rapide pénétration de Parmalat, certains agents économiques du secteur mettent en avant le comportement apparemment collusoire des principales coopératives nationales. On ne dispose toutefois d'aucune preuve formelle pouvant corroborer cette pensée. Pour atteindre l'objectif de ce travail, on utilise un modèle économétrique qui adapte les travaux de Appelbaum, Iwata et Rogers au cas particulier de l'industrie analysée. Les résultats empiriques obtenus confirment que cette industrie dispose d'un pouvoir considérable sur le marché et révèlent un comportement significativement différent de celui attendu en situation de concurrence parfaite. Ceci révèle clairement que durant la période analysée les entreprises de ce secteur ont probablement agi en collusion.

The recent changes in the Portuguese dairy industry are mainly determined by foreign competition. Under such circumstances, it is very important to get a perfect knowledge of all the factors that led to the easy access of Parmalat to the domestic market of UHT treated milk. Some economic agents in the sector find the explanation for that period of rapid penetration in a apparent collusive behaviour by some of the major national co-operatives. Nevertheless, it seems that so far there was no conclusive evidence supporting that view. The aim of this work is to find that confirmation using for that matter the analysis of the case of that industry an econometric model which draws from the works of Applebaum, Iwata and Rogers. The empirical data thus obtained confirm a strong market power of that industry and a behaviour significantly different from the one expected under perfect competition, clearly suggesting that during the period under analysis the firms in the sector may have acted in collusion.



1. Introdução

Nos últimos anos, veio a público em quase toda a imprensa, um aceso debate entre as maiores cooperativas produtoras de leite e a multinacional Parmalat que teve início aquando da abertura do mercado nacional à concorrência externa, em 1993. A fácil penetração da Parmalat no mercado, testemunhada pela conquista de uma quota de cerca de 12% em pouco mais do que 8 meses, suscitou uma forte reacção por parte das empresas instaladas, nomeadamente as maiores — Agros, Lacticoop e Proleite/Mimosa — acusando aquela multinacional de concorrência desleal e prática de preços predatórios. Por seu lado, a Parmalat respondia acusando as empresas nacionais de conluio e abuso monopsonico de poder sobre os agricultores produtores de leite e seus fornecedores de matéria prima.

Na tentativa de clarificar este debate, o primeiro objectivo deste trabalho consiste procurar estimar o grau de competitividade da indústria num período prévio à total abertura do mercado nacional do leite. Assim, a partir de um modelo econométrico de equações simultâneas, baseado nos trabalhos de Appelbaum, Iwata (1974) e Rogers (1983), com as adaptações necessárias às características específicas do sector, analisa-se o período entre 1962 e 1991.

Porque não foi possível a obtenção de dados suficientes para desenvolver a estimação ao nível desagregado das empresas, o modelo foi modificado de forma a poder ser aplicado a dados agregados ao nível da indústria.

2. O Modelo Básico¹

Considere-se uma indústria oligopolista na qual n empresas produzem um produto homogéneo usando m factores de produção. Seja a função custo da j^{a} empresa tal que:

$$C_j = C_j(q_j, \mathbf{w}) \quad (1)$$

em que q_j é a quantidade produzida pela empresa j e \mathbf{w} , o vector de preços dos factores. Seja, também, a função procura de mercado:

$$Q = D(p, \mathbf{V}) \quad (2)$$

cujas derivadas em ordem ao preço é suposta ser negativa para qualquer p positivo, sendo p o preço de mercado, Q a quantidade global produzida pela indústria, tal que $Q = \sum_j q_j$ é a oferta da indústria e \mathbf{V} o vector de variáveis exógenas que influenciam a procura.

Assumindo um comportamento maximizador do lucro, com a quantidade como variável estratégica e definindo o lucro da empresa j como sendo $\Pi_j = R_j - C_j$, em que R_j é o rendimento total e C_j é o custo total da empresa j , o seu problema de maximização do lucro é:

$$\text{Max } [p \cdot q - C_j(q_j, \mathbf{w}) : Q = D(p, \mathbf{V})] \quad (3)$$

A condição de primeira ordem para a resolução deste problema é $RM_j = CM_j$ em que RM_j e CM_j representam, respectivamente, o rendimento marginal e o custo marginal da empresa j . Esta condição implica que:

$$p + \frac{dp}{dQ} \cdot \frac{dQ}{dq_j} \cdot q_j - CM_j = 0$$

$$p \left(1 + \frac{dp}{dQ} \cdot \frac{dQ}{dq_j} \cdot \frac{q_j}{p} \right) = CM_j$$

¹ A formalização deste modelo baseia-se no trabalho de Appelbaum (1982) embora a maneira como é desenvolvido pudesse ser encontrada nos trabalhos de outros autores como, por exemplo, Iwata (1974) e Rogers (1983).

$$p \left(1 + \frac{dp}{dQ} \cdot \frac{dQ}{dq_j} \cdot \frac{q_j}{Q} \cdot \frac{Q}{p} \right) = CM_j$$

$$RM_j = p(1 - \theta_j E) = \frac{\partial C(q_j, w)}{\partial q_j} = CM_j \quad (4)$$

em que $E = -\frac{1}{\varepsilon} = -\frac{dp}{dQ} \cdot \frac{Q}{p}$ é o simétrico do inverso da elasticidade preço da procura de

mercado, representando essa mesma elasticidade, e θ_j é a elasticidade conjectural da empresa j em relação à produção global da indústria, podendo representar-se por:

$$\theta_j = \frac{dQ}{dq_j} \cdot \frac{q_j}{Q} = \left(\frac{dq_n}{dq_j} + \dots + \frac{dq_j}{dq_j} + \dots + \frac{dq_n}{dq_j} \right) \frac{q_j}{Q} = \left(1 + \sum_{k \neq j} \frac{dq_k}{dq_j} \right) \frac{q_j}{Q} = (1 + \gamma_j) \frac{q_j}{Q} \quad (5)$$

onde $\gamma_j = \sum_{k \neq j} \frac{dq_k}{dq_j}$ é a variação conjectural da empresa j e $\frac{q_j}{Q} = s_j$ é a sua quota de mercado.

Entende-se por variação conjectural da empresa j o conjunto das variações nas ofertas das outras empresas que a empresa j supõe resultarão, como reacção a uma variação na sua própria oferta. Assim, uma variação conjectural positiva significa que a empresa j espera que as suas rivais actuem de acordo com o seu comportamento quando ela restringe a produção e cooperem, no sentido de fazer escassear o produto no mercado. Uma variação conjectural negativa significa que, se a empresa j decidisse restringir a sua produção, ela esperaria que as rivais aumentassem as suas. Uma variação conjectural nula pressupõem um comportamento à Cournot, isto é, a empresa j espera que as suas rivais mantenham as suas produções invariáveis, quando ela altera a sua própria produção.

Assim, no caso particular de $\gamma_j = -1$ a empresa j , que faz decrescer a sua produção em uma unidade, acredita que as suas rivais neutralizarão esta sua tentativa de restrição da produção fornecendo uma unidade adicional ao mercado, mantendo assim inalterado o nível da oferta global. Quando $\gamma_j = 1$ a empresa j confia em que as suas rivais seguirão a sua acção, diminuindo às suas produções exactamente uma unidade e, portanto, fazendo decrescer a oferta global no mercado. Quando $\gamma_j = 0$ trata-se do caso do comportamento à Cournot em que a variação esperada pela empresa j na produção global, será a que ela impuser à sua própria produção.

A elasticidade conjectural, por outro lado, engloba tanto a variação conjectural como a quota de mercado da empresa j , representando a variação percentual na produção das rivais que a empresa j espera, como resposta a uma variação percentual unitária na sua própria produção.

No caso particular do comportamento à Cournot, $\frac{dQ}{dq_j} = 1$ (já que $\frac{dq_k}{dq_j} = 0$, $\forall k, j$ com $k \neq j$), e a

elasticidade conjectural θ_j , reduzir-se-á simplesmente à quota de mercado da empresa j ($\theta_j = s_j$). No caso de concorrência perfeita, $\theta_j = 0$ (já que $\gamma_j = -1$) e o preço igualará o custo marginal. No caso de monopólio puro, $\theta_j = 1$, visto que, existindo, neste caso, uma única empresa, $q_j = Q$ e

$\frac{dQ}{dq_j} = 1$. Consequentemente, a margem preço-custo de monopólio igualará o inverso da

elasticidade preço. Estes dois últimos casos fornecem os limites entre os quais se situará θ_j de oligopólio, cujo valor pode ser testado para identificar a estrutura de mercado subjacente.

A estratégia seguida pelas empresas determina assim o valor de θ_j . Se a estimativa empírica





desse parâmetro assumir um valor consistente com uma dada estratégia, então existirá um forte argumento a favor da hipótese de que é essa a estratégia que está a ser adoptada.

Retomando a equação (4) e dando-lhe um outro aspecto, tem-se:

$$\frac{p - CM_j}{p} = \theta_j \cdot E$$

$$\text{ou } \frac{p - CM_j}{p} = \frac{(1 + \gamma_j) \cdot s_j}{\varepsilon}$$

Pode então definir-se o grau de poder de mercado da j^{a} empresa como sendo:

$$l_j = \frac{p - CM_j}{p} = \theta_j \cdot E \quad (6)$$

onde l_j é o índice de Lerner. A medida do poder de mercado é pois composta de duas partes: o simétrico do inverso da elasticidade preço da procura (E) e a elasticidade conjectural (θ_j). Admitindo que o custo marginal varia entre zero e p , o índice l_j variará entre zero e um².

Multiplicando ambos os lados da equação (6) pela quota de mercado da empresa j , s_j , e somando para todo o j , tem-se:

$$\sum_j l_j \cdot s_j = \sum_j \frac{p - CM_j}{p} \cdot s_j = \sum_j \theta_j \cdot E \cdot s_j = L \quad (7)$$

onde L é o grau de poder de mercado da indústria o qual mais não é, que uma média ponderada dos graus de poder de mercado das empresas, sendo as ponderações dadas pelas quotas de mercado respectivas.

Não tendo sido possível obter dados desagregados ao nível das empresas considerou-se, em alternativa, os dados agregados ao nível da indústria³ admitindo, como é usual nos casos de agregação, algumas hipóteses adicionais que irão sendo expostas à medida que se for desenvolvendo o modelo.

Na próxima secção considerar-se-à um modelo econométrico para a estimação da elasticidade conjectural da indústria portuguesa do leite, com dados anuais no período 1962 a 1991. O modelo utilizado baseia-se nos trabalhos de Appelbaum (1982), Iwata (1974) e Rogers (1983).

2.1. O Modelo Básico Agregado

Considerando que as funções custo das empresas são dadas pela forma:

$$C_j(q_j, \mathbf{w}) = K_j(\mathbf{w}) + CM(\mathbf{w}) \cdot q_j \quad \text{com } j = 1, \dots, n \quad (8)$$

onde $CM(\mathbf{w})$ representa o custo marginal igual para todas as empresas (condição necessária usual de agregação) e $K_j(\mathbf{w})$ as discrepâncias das ordenadas na origem para cada curva de custo. Dado o pressuposto sobre os custos marginais subjacente à equação (8) e admitindo que $\theta_j = \theta$ para todo o j , a equação (4) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$p(1 - \theta E) = CM(\mathbf{w}) \quad (9)$$

2 No caso particular do monopólio puro em que $\theta_j = 1$, o grau de poder de mercado será dado por $l_j = E$.

3 Toda a informação necessária sobre preços, quantidades e custos dos factores foi obtida nas seguintes publicações do Instituto Nacional de Estatística (INE): Estatísticas Industriais, Estatísticas Agrícolas e Anuário Estatístico. Os dados sobre o Produto Interno Bruto (PIB), índice de preços no consumidor, deflator do PIB e taxas de juro, foram obtidos nas estatísticas do Fundo Monetário Internacional (FMI).



Pressupor que $\theta_j = \theta \forall_j$, pode parecer algo restritivo já que obriga todas as empresas a comportarem-se da mesma maneira, ou melhor, a terem conjecturas idênticas o que, por sua vez, legitima comportamentos semelhantes. No entanto, acontece que um tal pressuposto não precisa de ser introduzido, já que ele é satisfeito como consequência da existência de um equilíbrio. De facto, com base em (4), se os custos marginais são iguais para todas as empresas e se eles se igualam, em equilíbrio, aos rendimentos marginais, então estes têm que ser iguais para todas as empresas quando se dá o equilíbrio. Ora, sendo os rendimentos marginais representados por $RM_j = p(1 - \theta_j E)$, onde E é uma constante e o preço de equilíbrio de mercado p , é igual para todas as empresas, então os θ_j terão também de ser iguais para todas. Portanto, enquanto existir um equilíbrio, deve acontecer que $\theta_j = \theta, \forall_j$. A elasticidade conjectural θ é pois um valor de equilíbrio das elasticidades conjecturais e , assim sendo, a condição de optimalidade agregada pode ser expressa como em (9).

O que a equação (9) afirma é que, em equilíbrio, os rendimentos marginais se igualam aos custos marginais e, portanto, são os mesmos para todas as empresas. Não afirma que as próprias curvas de rendimento marginal sejam, necessariamente, as mesmas para todas as empresas. Aquelas serão, geralmente, diferentes embora a sua intersecção com a curva de custo marginal se dê, em equilíbrio, para o mesmo nível de rendimento marginal. Como tal «se um equilíbrio existe terá que envolver rendimentos marginais iguais e, portanto, elasticidades conjecturais iguais»⁴.

A medida de poder de mercado será pois definida com base em (7) e considerando $\theta_j = \theta, \forall_j$. Ou seja, tinha-se $L = \sum_j \theta_j \cdot s_j \cdot E$ e sendo $\theta_j = \theta, \forall_j$ e $\sum_j s_j = 1$, tem-se

$$L = \theta \cdot E \quad (10)$$

Se a indústria é perfeitamente competitiva, $L = 0$ mas, se a indústria é um monopólio puro então, $L = 1/\epsilon = E$. Assim, tanto θ como L fornecem informação acerca do grau de competitividade da indústria em análise.

Sendo o objectivo deste trabalho a estimação da elasticidade conjectural, explicitando a equação (9) em ordem a θ , tal que,

$$\theta = \frac{p - CM(w)}{p} \cdot \epsilon \quad (11)$$

verifica-se que a elasticidade conjectural depende de valores directamente observáveis, como é o caso dos preços, e de valores que têm de ser estimados, como os da elasticidade preço e do custo marginal $CM(w)$. Para a estimação destas duas grandezas será usado um modelo de equações simultâneas procura/oferta que foi construído com base no trabalho de Rogers (1983).

Sendo as observações anuais, os parâmetros no modelo podem ser considerados como de curto prazo dado assumir-se que, ao tomar as suas decisões acerca dos níveis de produção, os empresários apenas levam em consideração o que os seus rivais, fornecedores e consumidores são capazes de fazer nesse ano.

Como a indústria Portuguesa de leite é um oligopólio há que admitir a possibilidade do preço não igualar o custo marginal. Assim, é deduzida uma função custo marginal para a indústria e a diferença entre o preço e o custo será introduzida na constante da relação da oferta. Em seguida, usando variáveis *dummy* aditivas, serão levadas em conta possíveis alterações na estrutura do mercado e/ou na conduta dos agentes, que possam ter afectado aquela margem preço-custo.

⁴ Appelbaum (1982: 292). Nessa mesma página o autor acrescenta: «Como exemplo, considere-se o caso especial do comportamento à Cournot. Sob esse pressuposto comportamental os θ_j 's não são mais do que as quotas de 'output' de forma que, se todas as empresas são oligopolistas à Cournot, o equilíbrio envolverá quotas de mercado iguais para todas elas».



Inicia-se agora o desenvolvimento do modelo com a descrição das variáveis que afectam a procura e a oferta da indústria em estudo.

2.1.1. A Equação da Procura

Devido à sua flexibilidade e seguindo o exemplo de vários autores adopta-se uma função procura de elasticidade constante tal que:

$$Q = d0 \cdot p^\epsilon \cdot \text{PIB}^{d1} \cdot e^{u1} \quad (13)$$

em que p é o índice do preço do leite de vaca no período t , a preços constantes de 1990, e Q é o montante de leite consumido anualmente no Continente, em milhões de litros. Como se verificou não haver substitutos próximos credíveis para o leite⁵, a outra variável mais importante na explicação do seu consumo será o rendimento dos consumidores. Não tendo sido possível reunir, numa série consistente e ininterrupta para os trinta anos da amostra, a informação necessária sobre o rendimento disponível, foi utilizada como *proxy* a variável índice do Produto Interno Bruto, a preços constantes de 1990, representada na equação (12) por PIB. Nessa equação, $d0$, ϵ e $d1$ são constantes, representando ϵ e $d1$, respectivamente, as elasticidades preço e rendimento da procura. O termo de perturbação $u1$ é, supostamente, bem comportado. Linearizando a equação (12) obtém-se

$$\ln Q = \ln d0 + \epsilon \cdot \ln p + d1 \cdot \ln \text{PIB} + u1 \quad (14)$$

Importantes fenómenos parecem ter afectado o consumo de leite no período da amostra por formas não passíveis de serem traduzidas através de variáveis quantitativas. Um dos mais relevantes poderá ter sido uma mudança nos hábitos de consumo do leite, na sequência da distribuição gratuita deste produto nas escolas, patrocinada pelo governo, sob a designação de «Programa do Leite Escolar». Um outro, também de grande relevância e com o mesmo tipo de influência, poderá ter sido a introdução do leite de longa duração UHT nos circuitos de distribuição. A sua independência de uma rede de frio, praticamente inexistente no interior do país, permitiu a chegada deste produto à mais remota aldeia, facilitando o acesso alargado da população ao consumo de leite e uma outra periodicidade nas compras, já que este tipo de leite permite um armazenamento prolongado. Admitindo que ambos os aspectos terão começado a ter uma influência «palpável» no consumo a partir de 1978⁶, a consideração desta influência é apreendida por uma variável *dummy* aditiva, inserida na equação da procura sob a designação de DL, cujo coeficiente associado se espera tenha um sinal positivo visto que a provável alteração nos hábitos de consumo, induzida pela campanha do leite escolar, terá sido reforçada e sustentada pela maior cobertura da rede de distribuição e pelo mais fácil armazenamento do leite UHT. Assim, a equação (13) passa a assumir a seguinte forma:

$$\ln Q = \ln d0 + \epsilon \cdot \ln p + d1 \cdot \ln \text{PIB} + d2 \cdot \text{DL} + u1 \quad (14)$$

onde $\text{DL} = 1$ para observações após 1977 e $\text{DL} = 0$ para todas as outras observações.

A equação (14) medirá pois a procura dirigida à indústria mas, como a oferta também afecta o preço e a quantidade de equilíbrio transaccionada no mercado, é necessário levá-la, simultaneamente, em consideração.

2.1.2. A Relação da Oferta

Por forma a incorporar o lado da oferta na análise há que, antes do mais, mostrar como o custo e

5 Na estimação do modelo foram incluídas variáveis determinantes do consumo de produtos considerados como possíveis substitutos do leite em natureza tais como o preço do leite em pó, o preço do queijo flamengo e o preço dos outros produtos lácteos (englobando todos os produtos lácteos excepto o leite em natureza) que se provaram consistentemente irrelevantes.

6 O programa de leite escolar, embora iniciado no ano lectivo de 1973/1974, só abrangiu um número razoável de alunos no ano lectivo de 1976/77 e o peso do leite UHT no total de leite consumido era já de 15% em 1978 atingindo, em 1990, os 70%.

a produção estão relacionados e, em seguida, levar em conta o comportamento da indústria e a forma como esse comportamento pode afectar a relação entre o custo e o preço.

Para se desenvolver uma função oferta é necessário descrever as condições em que decorre a produção. Os principais factores produtivos utilizados na indústria são as matérias-primas (leite e materiais de embalagem), que se designam por M, o capital (C) e o trabalho (T). Estes três factores representam mais de 90% do custo do leite embalado sendo que, só as matérias-primas, representam mais de 70%.

Para traduzir a tecnologia foi escolhida uma função produção Cobb-Douglas⁷, relacionando a quantidade de leite produzida pela indústria (Q, em milhões de litros por ano), com o montante dos vários factores produtivos utilizados, M, T e C e com uma variável, I(t), representativa da inovação tecnológica que foi ocorrendo ao longo dos anos da amostra, e que assume os valores 1,2,...,30. Visto acreditar-se que a maioria das inovações tecnológicas introduzidas resultaram em acréscimos de capacidade, I(t) servirá como medida das alterações da capacidade produtiva. Como tal, as eventuais variações na capacidade produtiva, que afectam custos e produção, serão corporizadas pela variável I(t), tradutora do decorrer do tempo ao longo da amostra. Assim sendo, a tecnologia da indústria portuguesa do leite no período em análise é representada pela seguinte função:

$$Q = S_0 \cdot M^{S_1} \cdot T^{S_2} \cdot C^{S_3} \cdot e^{S_4 \cdot I} \cdot e^{u_2} \quad (15)$$

Com base na equação (15) pode deduzir-se a função custo da indústria que, sob certas condições⁸, é a dual da função produção. Assim, o custo total da indústria é função das seguintes variáveis:

$$CT = CT(Q, WM, WT, WC, I) \quad (16)$$

em que CT é o custo total da indústria, WM, WT e WC são, respectivamente, os índices de preços das matérias-primas, do trabalho e do capital⁹, a preços constantes de 1990 (WC é o preço dos tipos de capital que variam com a produção) e I é a variável tempo representativa das alterações na capacidade produtiva, assumindo os valores 1,2,...,30.

Dada a função produção Cobb-Douglas e o conceito de dualidade acima referido, a função custo total assume a seguinte forma:

$$CT = b_0 \cdot Q^{b_1} \cdot WM^{b_2} \cdot WT^{b_3} \cdot WC^{b_4} \cdot e^{b_5 \cdot I} \cdot e^{u_2} \quad (17)$$

7 A função Cobb-Douglas impõe sérias restrições ao processo de produção, nomeadamente, no que respeita à «exigência» de elasticidades de substituição unitárias entre os factores produtivos. Segundo Varian (1984: 180), o que seria desejável era «descobrir formas funcionais que fossem (1) suficientemente simples para permitirem uma fácil estimação e (2) não impusessem demasiadas restrições aos parâmetros económicos.» Consta, porém, serem tais formas funcionais «bastante difíceis de encontrar.» Mais adiante, reconhece que «a maioria dos estudos empíricos que usam funções produção para a especificação da tecnologia se servem ou da função CES ou da Cobb-Douglas» porque, lembra, «a única qualidade econométrica útil da função produção é a sua associada função custo ou função lucro».

8 Veja-se Varian (1978) e Berndt (1991).

9 Uma das maiores dificuldades nos estudos empíricos deste tipo é encontrar uma medida adequada para este preço. Uma tal medida teria que envolver, neste caso, tanto o custo dos equipamentos como a taxa de juro praticada nas operações activas de prazos mais alargados. Haveria, ainda, que ter em conta o facto de a maioria dos equipamentos nesta indústria ser importada e, portanto, seria de considerar também a evolução da taxa de câmbio das moedas em que são feitas a maior parte desse tipo de transacções. Adicionalmente, haveria que não perder de vista a existência de linhas de crédito especiais, com taxas bonificadas, que foram abertas às empresas desta indústria para a renovação do equipamento e de toda a estrutura do processo produtivo. Tal não foi aqui o caso, antes se adoptando uma medida relativamente redutora e imprecisa que foi a taxa de desconto do Banco de Portugal, por ser uma série que não apresenta descontinuidades ao longo do período em análise e por se supor ser forte e positiva a correlação dessa taxa com as demais taxas de juro. Crê-se, no entanto, que os resultados empíricos podem ser melhorados, no sentido de uma maior adequação à realidade da indústria, se for adoptada uma medida mais rigorosa e fiável para o custo do capital.





A função custo marginal pode ser obtida da função custo total por derivação desta em ordem a Q, tal que:

$$CM = b_0 \cdot b_1 \cdot Q^{b_1-1} \cdot WM^{b_2} \cdot WT^{b_3} \cdot WC^{b_4} \cdot e^{b_5 \cdot I} \cdot e^{u_2} \quad (18)$$

linearizando, tem-se

$$\ln CM = \ln b_0 + \ln b_1 + (b_1 - 1) \cdot \ln Q + b_2 \cdot \ln WM + b_3 \cdot \ln WT + b_4 \cdot \ln WC + b_5 \cdot I + u_2 \quad (19)$$

Mas, sendo a indústria em análise um oligopólio, o preço não é, necessariamente, igual ao custo marginal, antes dele diferindo, geralmente, por uma margem positiva. O preço pode então ser relacionado com o custo marginal da indústria, através da seguinte equação:

$$p = (1 + m) CM \quad (20)$$

onde m é uma medida da *markup* do preço sobre o custo marginal. Tal identidade substitui a condição de equilíbrio traduzida pela equação (9).

Aplicando logaritmos à equação (21) tem-se

$$\ln p = \ln (1 + m) + \ln CM \quad (21)$$

No entanto, para que essa equação possa ser estimada com a maior fiabilidade possível, é necessário introduzir um qualquer mecanismo que leve em consideração possíveis alterações da margem ao longo do período da amostra. Estas alterações não são facilmente detectáveis já que, por detrás das razões que levam à sua ocorrência, subjazem as determinantes da conduta dos agentes.

Segundo Rogers (1983), a metodologia ideal seria a de explicitar as razões que poderiam ter levado a alterações da margem, através das variáveis que directamente afectam o comportamento das empresas e colocá-las numa terceira equação simultânea, explicativa dessa margem. Contudo, a teoria não é muito explícita acerca de quais deveriam ser essas variáveis e, ainda que fossem conhecidas, dificilmente se obteriam os dados necessários à estimação da equação em que seriam incluídas. Assim sendo, o melhor que se pode fazer é considerar eventuais modificações na envolvente económica que possam ter conduzido a alterações na conduta, ao longo do período da amostra.

Dois acontecimentos maiores parecem poder ser considerados como sérios candidatos a responsáveis por alterações na conduta dos agentes no lado da oferta: a revolução de Abril de 1974 e a adesão de Portugal à Comunidade Europeia.

O período entre 1974 e 1979¹⁰ é caracterizado por múltipla legislação dirigida ao sector em análise, favorecendo a sua concentração e reforçando o papel das cooperativas no seio da indústria e por uma atitude genericamente proteccionista e subsidiadora por parte do Estado.

A manutenção do regime de recolha exclusiva das cooperativas (estabelecido em 1953 pelo Decreto Lei 39178), os incentivos à recolha, visando o alargamento do âmbito das áreas produtoras, os apoios à instalação de unidades de ordenha mecânica e refrigeração, visando a melhoria da qualidade da matéria-prima e o aumento da sua quantidade e os subsídios ao consumidor e à produção transformadora, visando o controlo dos preços a um nível satisfatório para o fomento da produção e do consumo, são exemplo dos «cuidados» que as autoridades governamentais votavam ao sector. É nesse período que o leite recebido nas unidades transformadoras cresce a um ritmo médio anual de 13,5% e que uma acentuada expansão do consumo se verifica. O número de cooperativas produtoras e transformadoras aumenta significativamente e começa a notar-se a configuração da regionalização do mercado que irá vigorar mais tarde, claramente partilhado pelas três grandes cooperativas: a Agros, (a Norte,

¹⁰ Considerou-se serem 5 anos um período de tempo suficiente para «esbater» o impacto deste acontecimento no comportamento dos agentes económicos envolvidos.

Litoral Centro e no Grande Porto) a Proleite (a Sul e na Grande Lisboa) e a Lacticoop (nas zonas do interior Centro e Sul)¹¹.

Governos e produtores parecem estar de acordo no reconhecimento da necessidade de dilatar o mercado e de o consolidar. O programa de leite escolar nos estabelecimentos de ensino, com base num acordo entre as Cooperativas e o Estado, a política de subsídios e apoios à produção e o controlo dos preços no consumidor a níveis acessíveis, aparentam ir no sentido desse objectivo.

Por se tratar também de um período de grande agitação social e instabilidade política é difícil prever, com precisão, o sentido da alteração da conduta das empresas, mas é de arriscar supor que todo o ambiente corria a favor de um entendimento entre os produtores que, a não se reflectir acentuadamente nos preços (devido aos aumentos substanciais da produção e ao seu controlo por parte das autoridades), poderia caracterizar-se pela tal partilha acordada do mercado, em que as zonas de influência (recolha e venda) estariam bem delimitadas e aceites pelos parceiros.

No que se refere ao segundo acontecimento há que ter presente que, à data da adesão de Portugal à Comunidade, o sector nacional do leite se inseria num mercado fortemente protegido e subsidiado, cujas características não se coadunavam com as do mercado europeu onde vigoravam as regras da livre concorrência. Havia, pois, que adequar a indústria nacional às leis comunitárias mas cedo se percebeu que deveria ser dado tempo de adaptação aos agentes nacionais, sob pena de um colapso no sector. Assim, ficou acordada a definição de dois períodos de transição de cinco anos cada: O primeiro a decorrer entre 1 de Janeiro de 1986 e 31 de Dezembro de 1990; o segundo, entre 1 de Janeiro de 1991 e 31 de Dezembro de 1996.

A primeira etapa tinha por base a manutenção do regime em vigor no que respeitava aos preços na produção, às trocas com o exterior e aos apoios que o Estado Português, e agora a Comunidade, concederiam ao sector. Em relação aos preços na produção, pretendia-se a harmonização com os comunitários, no sentido em que, se fossem inferiores, só poderiam subir até ao nível dos europeus; se fossem superiores e na impossibilidade de os baixar, não deveriam subir mais. Em termos dos apoios governamentais, eles vigorariam apenas até ao termo da primeira etapa. Quanto ao regime de trocas internacionais, manter-se-ia a protecção do mercado nacional à entrada de produtos estrangeiros, quer através da imposição de direitos niveladores, quer por via dos Mecanismos Complementares de Troca (MCT) que estabeleciam a contingentação das importações de lacticínios. A contrapartida para a manutenção do proteccionismo nesta primeira fase seria o desmantelamento da rede de recolha exclusiva das cooperativas e o livre acesso dos privados à aquisição directa da matéria-prima aos produtores.

Conceda-se que, entre tudo o que ficou acordado para este primeiro período, a única coisa que poderia afectar drasticamente a hegemonia das cooperativas seria esta última imposição. O Decreto Lei 441/86 estabelecia a alteração formal do sistema de recolha esclarecendo que a indústria privada podia adquirir directamente aos produtores, nas «zonas de recolha organizada», a partir de 1 de Janeiro de 1987, o correspondente a 25% das suas necessidades nesse primeiro ano, 50% e 75%, respectivamente, nos dois anos seguintes e, em 1990, a recolha seria definitivamente liberalizada.

A natural apreensão das cooperativas quanto à salvaguarda dos seus interesses monopsonistas ia-se dissipando à medida do «cumprimento» do decreto. De facto, a estrutura cooperativa dos lacticínios tinha cimentado, durante décadas de exclusividade, laços dificilmente dissolúveis entre os industriais transformadores e os produtores de leite. Estes, associavam-se entre eles em organizações cooperativas e estas fidelizavam-se depois a outras transformadoras, na região em

¹¹ A título de ilustração refira-se que, em 1992, na área Norte e Litoral Centro, a Agros detinha uma quota de mercado que rondava os 65% enquanto que a Proleite, na mesma área, servia apenas 11% do mercado. Na área da grande Lisboa, a Proleite detinha uma quota de cerca de 50% enquanto que a da Agros não excedia aí os 5%.





que estavam inseridas. A relação simbiótica vigente assentava no estabelecimento de acordos de mútuo interesse como sejam os apoios técnico, sanitário, profilático e laboratorial (grandemente reforçados neste primeiro período de adesão) e o compromisso da recolha total do leite produzido, independentemente da qualidade e da quantidade a todos os produtores associados, por parte dos transformadores, tendo como contrapartida a manutenção do exclusivo de venda, por parte dos produtores.

Tal sistema de recolhas e apoios era caro (apesar dos relativamente baixos preços pagos ao produtor), mas revelou-se compensador, na medida em que o monopólio das cooperativas na aquisição da matéria-prima ultrapassou, praticamente incólume, a possibilidade de acesso directo dos privados aos produtores. A indústria privada continuou a ter de recorrer às cooperativas para o suprimento das suas necessidades de leite e aquelas não se fizeram rogadas em ceder os seus excedentes a preços mais elevados.

A autoconfiança e o optimismo pareciam tomar forma nas cúpulas dirigentes das cooperativas. Que viessem a segunda fase e a concorrência estrangeira! Quem se quisesse instalar teria que buscar sustento nos leais e indefectíveis milhares de associados e por aí, parecia estar provado, não subsistiriam.

Tal confiança e, quiçá, descuido, não impediram a visão da necessidade de reformas estruturais profundas e da modernização e diversificação da produção, que se corporizou em investimentos massivos por parte das cooperativas nas suas unidades industriais, nos métodos de recolha, nos circuitos de distribuição e nas campanhas de sedução dirigidas ao consumidor português, cada vez mais exigente e informado.

A extensa (1987-1993) e dispendiosa (cerca de um milhão de contos) campanha promocional do leite em natureza, levada a cabo pelas cooperativas federadas na Fenalac (Federação Nacional das Cooperativas de Lactínios), pela Tetra-Pak e participada pelas autoridades governamentais e comunitárias, sob o título genérico «Leite é Juventude», seria um claro indício, se outros não houvesse, do entendimento dos industriais transformadores de leite quanto à necessidade de consolidar o seu produto como essencial aos consumidores do mercado interno. O sucesso no cumprimento deste objectivo, claramente atestado nos relatórios anuais da Fenalac, consolida a proeminência das cooperativas no sector, particularmente das três grandes, cuja quota de mercado era, em 1992, de cerca de 83%. Acresce a tudo isto que o Governo deixou de controlar os preços e de subsidiar o consumo (1989).

Estas são as razões que levam a supor a possibilidade de alteração radical da conduta das empresas nestes dois períodos. Para que estas mudanças no comportamento dos agentes possam ser levadas em consideração, introduzem-se duas variáveis *dummy* na relação da oferta, uma por cada um dos períodos referidos e designadas, respectivamente, por DR e DE. Assim, retomando a equação (21) e substituindo $\ln CM$ pelo seu valor dado na equação (19) tem-se:

$$\ln p = \ln(1+m) + \ln b_0 + \ln b_1 + (b_1 - 1) \ln Q + b_2 \ln WM + b_3 \ln WT + b_4 \ln WC + b_5 I + b_6 DR + b_7 DE + u_2 \quad (22)$$

em que DR = 1 para as observações dos anos de 1974 a 1979 e DR = 0 para todas as outras observações, e DE = 1 para as observações dos anos de 1989 a 1991 e DE = 0 para todas as outras. Para simplificar a equação (22) considera-se

$$\ln(1+m) + \ln b_0 = \ln b_1 = B_0$$

e

$$(b_1 - 1) = B_1$$

obtendo-se

$$\ln p = B_0 + B_1 \ln Q + b_2 \ln WM + b_3 \ln WT + b_4 \ln WC + b_5 I + b_6 DR + b_7 DE + u_2 \quad (23)$$

em que B_0 , B_1 e b_k , com $k = 2, \dots, 7$ são parâmetros e u_2 é um termo de perturbação, supostamente, bem comportado. Portanto, o sistema de equações simultâneas que vai ser estimado é formado pelas equações (14) e (23), tal que

$$\begin{cases} \ln Q = \ln d_0 + \varepsilon \ln p + d_1 \ln \text{PIB} + d_2 \text{DL} + u_1 \\ \ln p = B_0 + B_1 \ln Q + b_2 \ln \text{WM} + b_3 \ln \text{WT} + b_4 \ln \text{WC} + b_5 \text{I} + b_6 \text{DR} + b_7 \text{DE} + u_2 \end{cases} \quad (25)$$

Neste sistema $\ln Q$ e $\ln p$ são as variáveis endógenas, sendo exógenas as variáveis $\ln \text{PIB}$, DL , $\ln \text{WM}$, $\ln \text{WT}$, $\ln \text{WC}$, I , DR e DE . Os termos de perturbação aleatórios, não observáveis, das equações são supostos terem as seguintes características:

$$E(u_i) = 0 \quad \text{com } i = 1, 2$$

$$\text{Var}(u_i) = \sigma_i^2 \quad \text{com } i = 1, 2$$

$$\text{Cov}(u_i, u_{j-s}) = 0 \quad \text{para } s \neq 0, \text{ com } i, j = 1, 2$$

para qualquer período $t = 1, 2, \dots, 30$. Assume-se também que u_1 e u_2 seguem distribuições estatísticas normais.

Da estimação deste sistema de equações simultâneas pelo método bietápico dos mínimos quadrados (2SLS) resultará a função estimada da procura de leite e, com ela, uma estimativa da elasticidade preço da procura.

3. Resultados Empíricos

Nas tabelas que se seguem apresentam-se os resultados da estimação do sistema (24) pelo método bietápico de mínimos quadrados (2SLS):

Equação da Oferta	ESTIMATIVAS	DESVIOS PADRÃO	ESTADÍSTICA «T»	NÍVEL DE SIGNIF.
Constante (B_0)	6,8847	1,8139	3,795	0,00
$\ln Q$ (B_1)	-0,7918	0,2842	-2,786	0,01
$\ln \text{WM}$ (b_2)	0,5471	0,1466	3,757	0,00
$\ln \text{WT}$ (b_3)	-0,0363	0,1000	-0,353	0,72
$\ln \text{WC}$ (b_4)	-0,3932	0,0526	-0,747	0,46
I (b_5)	0,0193	0,0130	1,479	0,15
DR (b_6)	0,0412	0,0351	1,175	0,25
DE (b_7)	0,1617	0,0513	3,150	0,00
R^2 Ajustado	0,9054			
Estatística F	40,638			

**Equação da Procura**

	ESTIMATIVAS	DESVIOS PADRÃO	ESTATÍSTICA «T»	NÍVEL DE SIGNIF.
Constante (ln0)	4,1208	0,4968	8,295	0,00
lnp (ε)	-0,2174	0,0861	-2,524	0,01
lnPIB (d1)	0,7306	0,0518	14,109	0,00
DL (d2)	0,0636	0,0366	1,735	0,09
R ² Ajustado	0,9687			
Estatística F	299,94			

Os resultados obtidos para a equação da procura parecem ser bastante razoáveis. O coeficiente de determinação é elevado, significando que cerca de 97% das variações da variável dependente são explicadas pelo modelo e o valor da estatística F assegura a relevância estatística global das variáveis incluídas. Todos os coeficientes estimados apresentam os sinais esperados.

A estimativa da elasticidade preço da procura, -0,2174, é, como se esperava, negativa e com um valor relativamente baixo.

A estimativa da elasticidade rendimento é de 0,7306, significando que uma variação percentual unitária do PIB (como *proxy* do rendimento) induz uma variação média na quantidade consumida de leite, no mesmo sentido e no período considerado, de cerca de 0,73%, *ceteris paribus*. Tal relação aponta o leite como um bem normal.

O coeficiente estimado da variável DL apresenta o sinal positivo indicando que, em média, o consumo de leite no período entre 1978 e 1991 (quando DL = 1) foi superior em cerca de 6,4 pontos percentuais ao verificado entre 1962 e 1977, tudo o resto constante. Recorde-se que DL procura capturar alterações nos gostos dos consumidores induzidas pelo Programa de Leite Escolar e pela vulgarização da embalagem UHT.

Os testes de significância individual parecem suportar a fiabilidade do modelo da procura podendo afirmar-se a significância estatística individual das variáveis lnPIB, lnp e DL para níveis de confiança de 99%, 95% e 90%, respectivamente.

Portanto, o objectivo de conseguir uma estimativa consistente para a elasticidade preço da procura parece ter sido alcançado. Contudo, é necessário um exame às estimativas obtidas para o lado da oferta dado que, se estas estimativas não forem credíveis, todo o procedimento pode ser posto em causa.

Infelizmente, alguns dos resultados empíricos nesta equação não são muito animadores mas, ainda assim, parecem plausíveis.

Os coeficientes de regressão estimados das variáveis lnQ, lnWM, I, DR e DE têm os sinais previstos sendo lnQ, DE e lnWM significativas para um nível de significância de 1%.

Uma possível razão para a falta de significância estatística dos coeficientes de DR, lnWT e lnWC é a existência de padrões sistemáticos nas relações entre as variáveis, o que pode conduzir à presença de multicolinearidade.

A variável lnQ está negativamente correlacionada com as variáveis I e lnWC, sendo os valores dos coeficientes de correlação linear de -0,868 e -0,842, respectivamente. As variáveis lnWC e I estão também correlacionadas (positivamente) uma com a outra, sendo o seu coeficiente de correlação de 0,802.

No entanto, e tomando em consideração o facto de os valores absolutos dos coeficientes de



correlação referidos não serem muito elevados, talvez a multicolinearidade presente não seja a razão mais forte para as faltas de significância estatística apontadas e, particularmente, para os inesperados sinais dos coeficientes estimados das variáveis InWT e InWC.

A variável DR que, recorde-se, era suposta apreender as alterações da margem sob a influência do período após a revolução do 25 de Abril, pode ter absorvido as «contradições» presentes nesse período legitimando, de algum modo, a irrelevância estatística do seu coeficiente. Se, por um lado, o consumo crescia a bom ritmo e o sector cooperativo da indústria parecia entender-se na partilha regionalizada do mercado, por outro, os aumentos na produção de leite acompanhavam a procura, e o Estado controlava os preços. É pois natural, que os efeitos desse período na conduta dos agentes sejam ambíguos, justificando a irrelevância estatística do coeficiente que lhe está associado, ainda que se possa considerar correcto o sinal que acompanha a estimativa, uma vez que se pode conceber a possibilidade de os factores que, nesse período, influenciavam positivamente a margem se sobreponem aos que a influenciavam negativamente.

Um teste «t» unilateral suporta a variável I como significativa para um nível de confiança de 90%, revelando o seu coeficiente, uma estimativa para a taxa média de crescimento anual do preço do leite de cerca de 2%, no período considerado, tudo o mais constante.

Quanto à insignificância estatística da variável InWC e, o que é mais perturbador, o seu sinal não esperado, a única justificação plausível serão as já referidas limitações associadas à medida do preço do capital (ver nota 15). No entanto, a insignificância estatística e o sinal da variável InWT não podem justificar-se do mesmo modo pois a série utilizada na sua medição¹² parece ser consistente.

Eventualmente há que referir a importância relativa destes dois factores produtivos na indústria do leite (representando menos de 20% dos custos de produção) e a provável perda progressiva de importância do trabalho em relação ao capital, à medida que os processos produtivos se iam mecanizando e modernizando. É possível que uma mais adequada medida para o preço do capital restabelecesse a coerência dos sinais destas duas variáveis embora, provavelmente, continuasse a apontar a insignificância estatística do preço do trabalho.

Com base nas estimativas obtidas, pode construir-se uma medida para a elasticidade conjectural da indústria de modo a verificar a sua evolução ao longo do período da amostra.

Recorde-se que, para a construção dessa medida eram necessárias as estimativas da elasticidade preço da procura e a do custo marginal. A primeira foi obtida directamente da estimação do sistema (24) e é -0,22. A segunda terá de ser obtida com base na estimativa de b_1 . Sendo o custo total dado pela equação (17) e o custo marginal, pela equação (18), a relação entre essas duas equações permite rescrever o custo marginal da seguinte forma:

$$CM_t = \frac{b_1 \cdot CT_t}{Q_t} \quad \text{om } t = 1, 2, \dots, 30 \quad (25)$$

o que possibilita a tradução do custo marginal estimado no período t como sendo

$$\hat{CM}_t = \frac{\hat{b}_1 \cdot CT_t}{Q_t} \quad \text{com } t = 1, 2, \dots, 30 \quad (26)$$

onde \hat{b}_1 é a estimativa do parâmetro b_1 obtida na estimação do sistema (25), CT_t é o custo total

¹² Para a construção da série foi utilizada informação relativa ao salário horário dos trabalhadores da indústria de laticínios até 1983. Na ausência destes dados para os anos seguintes, foi utilizada a série dos salários horários dos trabalhadores da indústria alimentar que não se afastava muito da primeira, no período em que ambas coexistiam.



da produção observado no período t e Q_t é a quantidade produzida de leite, observada no período t .

Com base na série dos valores estimados do custo marginal e na estimativa da elasticidade preço da procura obtém-se a elasticidade conjectural estimada para cada ano da amostra, tal que

$$\hat{\theta}_t = \frac{p_t - \hat{CM}_t}{p_t} \cdot \hat{\varepsilon} \quad \text{com } t = 1, \dots, 30 \quad (28)$$

ou, substituindo \hat{CM}_t pelo seu valor dado em (27), fica:

$$\hat{\theta}_t = \frac{p_t \cdot Q_t - b \cdot l \cdot CT_t}{p_t \cdot Q_t} \cdot \hat{\varepsilon} \quad \text{com } t = 1, \dots, 30 \quad (29)$$

Da mesma maneira se pode construir a série dos valores anuais estimados da medida de poder de mercado, dada pela equação (11) e que aqui se transcreve com a seguinte forma:

$$\hat{L}_t = \hat{q}_t \cdot \frac{1}{\hat{\varepsilon}} \quad (30)$$

ou, substituindo $\hat{\theta}_t$ pelo seu valor dado em (29), fica:

$$\hat{L}_t = \frac{p_t \cdot Q_t - b \cdot l \cdot CT_t}{p_t \cdot Q_t} \quad (31)$$

Os resultados obtidos apresentam-se na tabela seguinte:

Estimativas do Custo Marginal, Índice de Poder de Mercado e Elasticidade Conjectural para a Indústria Portuguesa do Leite (1962-1991)

	\hat{CM}_t	\hat{L}_t	$\hat{\theta}_t$
1962	13,48	0,881	0,194
1963	13,45	0,879	0,193
1964	13,56	0,873	0,192
1965	13,78	0,873	0,192
1966	14,23	0,866	0,191
1967	14,13	0,863	0,190
1968	15,73	0,846	0,186
1969	16,28	0,833	0,183
1970	15,83	0,830	0,183
1971	15,63	0,825	0,182
1972	16,19	0,815	0,179
1973	14,11	0,835	0,184
1974	14,19	0,823	0,181

Estimativas do Custo Marginal, Índice de Poder de Mercado e Elasticidade Conjectural para a Indústria Portuguesa do Leite (1962-1991)

	\hat{CM}_t	\hat{L}_t	$\hat{\theta}_t$	Continuação
1975	15,79	0,814	0,179	
1976	14,81	0,823	0,181	
1977	12,88	0,842	0,185	
1978	16,10	0,794	0,175	
1979	15,41	0,799	0,176	
1980	14,75	0,797	0,175	
1981	15,49	0,790	0,174	
1982	16,51	0,781	0,172	
1983	15,91	0,811	0,178	
1984	18,21	0,809	0,178	
1985	19,52	0,813	0,179	
1986	18,52	0,817	0,180	
1987	18,28	0,817	0,180	
1988	17,84	0,813	0,179	
1989	17,90	0,830	0,183	
1990	18,19	0,833	0,183	
1991	17,25	0,835	0,184	



Os resultados apresentados na tabela acima revelam valores para a elasticidade conjectural e índice de poder de mercado, superiores a zero para todos os anos da amostra. Tais valores aparentam pequena variabilidade sendo de notar, no entanto, uma ligeira quebra entre 1978 e 1982 quer para os valores estimados de L , quer para os de θ . Esta quebra poderá justificar-se pelos substanciais aumentos da produção e pela intervenção governamental verificados nesse período.

A presença de um índice de poder de mercado com valores estimados elevados a par de elasticidades conjecturais estimadas que, embora superiores a zero, não são muito grandes, pode ficar a dever-se a uma procura relativamente rígida, com uma elasticidade preço muito baixa. Recorde-se que o índice de poder de mercado está directamente relacionado com θ e inversamente com ε já que $L = \theta/\varepsilon$. Naturalmente, uma baixa elasticidade preço da procura tenderá a implicar valores elevados para L e, portanto, «... diferentes condições da procura tenderão a conduzir a diferentes medidas do poder de mercado, mesmo se o grau de competitividade (θ) permanecer imutável»¹³.

A possibilidade de execução de testes estatísticos de hipóteses acerca da existência de uma estrutura de mercado perfeitamente competitiva (em que a hipótese nula relevante será $H_0: \theta = 0$) e acerca da ausência de poder de mercado por parte da indústria (em que a hipótese nula relevante será $H_0: L = 0$), é a questão que se aborda na próxima secção.

13 Appelbaum (1982: 297). Na mesma página o autor acrescenta: « ... devemos recordar que, no caso de monopólio puro, $L = 1/\varepsilon$, i.e., é o desvio em relação a $1/\varepsilon$ que é relevante.»



4. Testes de Hipóteses sobre os Parâmetros

As hipóteses que, no âmbito deste modelo, se entendem como relevantes seriam a de existência de uma estrutura de mercado perfeitamente competitiva e a de ausência de poder de mercado por parte da indústria. Tais hipóteses serão rejeitadas se θ e L forem significativamente maiores que zero para todos os anos da amostra.

Para testar estas hipóteses empregam-se duas metodologias alternativas: a adoptada por Appelbaum (1982) e a utilizada por Rogers (1983).

Appelbaum sugere que se calculem os valores estimados de θ e L e dos seus desvios padrão «... todos avaliados nas médias amostrais e se testem as suas significâncias localmente»¹⁴.

Seguindo esta sugestão, os resultados obtidos para a indústria nacional de leite embalado são os seguintes:

Estimativas na Média Amostral

	$\bar{\theta}$	\bar{L}
Estimativas	0,1824	0,8287
Desvios Padrão Estimados	(0,0059)	(0,0270)

A hipótese nula de existência de uma estrutura de mercado perfeitamente competitiva é $H_0: \theta = 0$ que deve ser confrontada com a hipótese alternativa $H_1: \theta > 0$. O valor amostral da estatística t sob H_0 , é 30,74 possibilitando a clara rejeição da hipótese nula. Quanto à hipótese de ausência de poder de mercado por parte da indústria ela é afirmada por $H_0: L = 0$ contra a hipótese alternativa $H_1: L > 0$. O valor da estatística t amostral, sob H_0 é, neste caso, 30,69 o que permite também rejeitar a hipótese nula, aos níveis de significância habituais.

Assim, parece existir evidência estatística suficiente para se poder aceitar que, no período amostral considerado, o comportamento médio das empresas na indústria em análise não foi perfeitamente competitivo e que, nesse mesmo período, parece ter sido possível o exercício bem sucedido de algum poder de mercado por parte da indústria nacional de leite embalado.

Na metodologia adoptada por Rogers (1983) é necessário encontrar estimativas para as variâncias dos estimadores de θ e de L . Como se pode verificar na equação (29) $\hat{\theta}_i$ depende não linearmente de duas variáveis aleatórias, \hat{b}_1 e $\hat{\varepsilon}$, que se admite seguirem distribuições normais assintóticas. Assim sendo, não é fácil determinar a distribuição estatística do estimador de θ . No entanto, segundo Rogers (1983: 190), este estimador pode ser aproximado por um desenvolvimento em série de Taylor (de 1ª ordem) de forma a linearizar a sua dependência em relação a \hat{b}_1 e $\hat{\varepsilon}$.

Portanto, aplicando o referido desenvolvimento, obtêm-se as expressões seguintes:

$$\hat{\theta} \cong \theta + \frac{\partial \hat{\theta}}{\partial \varepsilon} (\hat{\varepsilon} - \varepsilon) + \frac{\partial \hat{\theta}}{\partial b_1} (\hat{b}_1 - b_1)$$

ou

14 Appelbaum (1982: 296).

$$\hat{\theta} - \theta \equiv \frac{\partial \hat{\theta}}{\partial \varepsilon} \left(\hat{\varepsilon} - \varepsilon \right) + \frac{\partial \hat{\theta}}{\partial b_1} \left(\hat{b}_1 - b_1 \right) \quad (32)$$

Ainda segundo Rogers, elevando ao quadrado a expressão (32) e tomando valores esperados, obtém-se uma aproximação da variância assintótica do estimador de θ dada por

$$\text{Var} \left(\hat{\theta} \right) \equiv \left(\frac{\partial \hat{\theta}}{\partial \varepsilon} \right)^2 \text{Var} \left(\hat{\varepsilon} \right) + \left(\frac{\partial \hat{\theta}}{\partial b_1} \right)^2 \text{Var} \left(\hat{b}_1 \right) + 2 \frac{\partial \hat{\theta}}{\partial \varepsilon} \frac{\partial \hat{\theta}}{\partial b_1} \text{Cov} \left(\hat{\varepsilon}, \hat{b}_1 \right) \quad (33)$$

Em seguida, o autor admite que sendo o estimador de ε obtido com base na equação da procura do sistema (25), a variância desse estimador será função do termo de perturbação u_1 enquanto que a variância do estimador de b_1 depende das condições de custo da indústria que não foram explicitamente incluídas como variáveis explicativas, *i.e.*, que integram o termo de perturbação u_2 . Como tal, considera que « ... as condições de custo que não foram levadas em conta no modelo estatístico do custo marginal estão, provavelmente, apenas remotamente ligadas às variáveis omitidas na função procura. Consequentemente, a covariância entre os estimadores de ε e b_1 é nula»¹⁵. Assim, expressa a variância aproximada do estimador de θ da seguinte forma:

$$\text{Var} \left(\hat{\theta} \right) \equiv \left(\frac{\partial \hat{\theta}}{\partial \varepsilon} \right)^2 \text{Var} \left(\hat{\varepsilon} \right) + \left(\frac{\partial \hat{\theta}}{\partial b_1} \right)^2 \text{Var} \left(\hat{b}_1 \right) \quad (34)$$

No caso aqui apresentado os valores relevantes para o cálculo da expressão (34) são:

$$\frac{\partial \hat{\theta}}{\partial \varepsilon} = \frac{p_t Q_t - b_1 C T_t}{p_t Q_t}, \quad \frac{\partial \hat{\theta}}{\partial b_1} = -\frac{C T_t}{p_t Q_t},$$

$$\text{Var} \left(\hat{\varepsilon} \right) = 0,0074 \quad \text{e} \quad \text{Var} \left(\hat{b}_1 \right) = 0,0808$$

e com base neles podem calcular-se estimativas da variância do estimador de θ ao longo dos trinta anos da amostra e testar a hipótese nula de ser $\theta = 0$ contra a hipótese alternativa de ser $\theta > 0$.

No entanto, a possibilidade de os estimadores de ε e b_1 estarem relacionados (e não apenas remotamente) é admissível, ao contrário do que Rogers considera para o seu modelo. Tal inviabiliza a consideração de que a covariância entre esses estimadores possa ser nula e, embora essa covariância pudesse ser estimada, todo o procedimento sugerido pelo autor parece assentar em demasiadas restrições, pressupostos e condicionantes para se poder, no modelo aqui utilizado, atribuir alguma fiabilidade e consistência à variância assim estimada do estimador de θ . Como tal, optou-se por não proceder a qualquer teste estatístico acerca deste parâmetro com esta metodologia.

Contudo, a hipótese de ausência de poder de mercado por parte da indústria no período amostral considerado parece ser passível de teste com base nesta metodologia já que a expressão do estimador de L e a da sua variância aparecem com formas mais simples do que as anteriores.

Para testar esta hipótese, é também necessário calcular uma estimativa da variância do estimador de L_t dado pela expressão (31) mas, neste caso, o estimador de L_t depende apenas do estimador de b_1 que pode admitir-se seguir uma distribuição normal assintótica.

Consequentemente, também se pode admitir que \hat{L}_t segue uma normal assintótica e uma

15 Rogers (1983: 191). Esta citação foi adaptada de modo a servir a notação do modelo aqui utilizado.





estimativa aproximada da variância assintótica de \hat{L}_t condicional em CT, p e Q, poderá ser obtida com base na seguinte expressão:

$$\text{Var} \left(\hat{L}_t \right) = \left(\frac{CT_t}{p_t \cdot Q_t} \right)^2 \cdot \text{Var} \left(\hat{b}_1 \right) \quad (35)$$

Neste caso, a hipótese nula em teste é a de ser $L_t = 0$, hipótese que corrobora a ausência de poder de mercado, contra a hipótese alternativa de ser $L_t > 0$. Como L se identifica com a margem preço custo, a eventual rejeição da hipótese nula significa a aceitação da hipótese de uma margem preço custo maior que zero e, portanto, a rejeição de que o preço seja igual ao custo marginal. Na tabela da página seguinte apresentam-se os resultados obtidos para este teste.

As Estimativas do Índice de Poder de Mercado, dos Desvios Padrão e os Valores Amostrais da Estatística T, da Indústria Portuguesa do Leite (1962-1991)

	\hat{L}_t	$\hat{d}_p \left(\hat{L}_t \right)$	t amost. ¹⁶
1962	0,881	0,1606	5,485
1963	0,879	0,1619	5,429
1964	0,873	0,1706	5,117
1965	0,873	0,1723	5,067
1966	0,866	0,1809	4,787
1967	0,863	0,1848	4,670
1968	0,846	0,2082	4,063
1969	0,833	0,2259	3,687
1970	0,830	0,2302	3,606
1971	0,825	0,2364	3,482
1972	0,815	0,2532	3,218
1973	0,835	0,2230	3,744
1974	0,823	0,2400	3,429
1975	0,814	0,2513	3,239
1976	0,823	0,2400	3,429
1977	0,842	0,2140	3,934
1978	0,794	0,2783	2,853
1979	0,799	0,2719	2,938
1980	0,797	0,2741	2,908
1981	0,790	0,2837	2,785
1982	0,781	0,2960	2,638

16 Porque a variância do estimador de L_t é assintótica, os valores críticos com os quais os valores amostrais da estatística t devem ser comparados são os da distribuição normal reduzida.

As Estimativas do Índice de Poder de Mercado, dos Desvios Padrão e os Valores Amostrais da Estatística T, da Indústria Portuguesa do Leite (1962-1991)

	\hat{L}_t	$\hat{d}_p(\hat{L}_t)$	t amost. ¹⁶	Continuação
1983	0,811	0,2559	3,169	
1984	0,809	0,2580	3,135	
1985	0,813	0,2529	3,21	
1986	0,817	0,2478	3,297	
1987	0,817	0,2470	3,308	
1988	0,813	0,2450	3,318	
1989	0,830	0,2302	3,605	
1990	0,833	0,2255	3,694	
1991	0,835	0,2226	3,751	

Apesar das limitações e contingências presentes que, de certa forma, inibem a utilização de adequados e mais precisos procedimentos para a inferência estatística neste modelo, ele parece ser, de forma geral, consistente e preencher as expectativas que sobre ele pendiam quanto à possibilidade de obtenção de informação plausível acerca do grau de competitividade das empresas na indústria nacional de leite embalado e do grau de poder de mercado nela existente.

O modelo parece assim servir os propósitos para que foi construído, embora se lhe possam apontar alguns possíveis problemas.

5. Conclusão

A ideia para a execução deste trabalho resultou do debate acerca da «guerra do leite» e da facilidade com que a Parmalat conseguiu uma rápida penetração no mercado português, durante um certo período de tempo.

Alguns dos agentes económicos envolvidos estavam convencidos que essa facilidade estava associada a uma longa prática de exploração do poder de mercado pelas empresas nacionais e outros admitiam que o sucesso da Parmalat, nesse período, era devido a uma prática ilegal de *dumping* no mercado português do leite.

Nestas circunstâncias, medir o poder de mercado na indústria parece ser muito importante.

Os resultados obtidos parecem indicar a existência de poder de mercado no período prévio à chegada das empresas estrangeiras, uma estrutura de mercado imperfeita e uma baixa elasticidade da procura. Aparentemente, estes resultados são compatíveis com o alto grau de protecção concedido à indústria portuguesa do leite durante um longo período de tempo.



**Referências Bibliográficas**

- Appelbaum, Elie (1979) Testing price-taking behaviour, *Journal of Econometrics*, 9, 283-94.
- Appelbaum, Elie (1982) The estimation of the degree of oligopoly power, *Journal of Econometrics*, 19, 287-99.
- Bonano, Giacomo; Brandolini, Dario (1990) *Industrial Structure in the New Industrial Economics*, Oxford, Clarendon Press, 1-21.
- Bresnahan, Timothy F. (1981) Departures from marginal-cost pricing in the american automobile industry: estimates for 1977-1978, *Journal of Econometrics*, 9, 1010-19.
- Bresnahan, Timothy F. (1989) Empirical studies of industries with market power in Richard Schmalensee and Robert Willing (eds.), *Handbook of Industrial Organization, Book II*, Amsterdam, North-Holland, 1011-57.
- Bresnahan, Timothy F.; Schmalensee, Richard C. (1987) The empirical renaissance in industrial economics: an overview *Journal of Industrial Economics*, 35, 4, 371-8.
- Carvalho, A.; Henriques, R. (1987) *A Questão do Leite em Portugal e a integração na C.E.E.*, Porto, Edições Afrontamento.
- Carvalho, A.; Henriques, R. (1990) *A produção e a Industrialização do Leite em Portugal*, Porto, Edições Afrontamento.
- Cowling, K.; Waterson M. (1976) Price-cost margins and market structure, *Economica*, August, 43, 267-74.
- Cubbin, John S. (1981) Apparent collusion and conjectural variations in differentiated oligopoly, *International Journal of Industrial Organization*, 1, 2, 155-65.
- Friedman, James (1983) *W. Oligopoly Theory*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Fudenberg, Drew; Tirole, Jean (1989) Noncooperative game theory for industrial organization: an introduction and overview, in Richard Schmalensee and Robert Willig (eds.), *Handbook of Industrial Organization*, Vol. I, Amsterdam, North-Holland, 259-327.
- Geroski, Paul A. (1981) Specification and testing the profits-concentration relationship: some experiments for the U.K., *Economica*, August, 48, 279-88.
- Geroski, Paul A. (1988a) In pursuit of monopoly power: recent quantitative work in industrial economics, *Journal of Applied Econometrics*, 3, 107-23.
- Geroski, Paul A. (1988b) Competition policy and the structure-performance paradigm, in Stephen Davies and Bruce Lyons (eds.), *Economics of Industrial Organization, Surveys in Economics*. London, Longman Inc., 167-187.
- Gollop, F. e Roberts, M. (1979) Firm interdependence in oligopolistic markets, *Journal of Econometrics*, 10, 3, 313-31.
- Green, William H. (1990) *Econometric Analysis* (2ª ed.), New York, Macmillan Publishing Company.
- Griffiths, William E.; Hill, Carter R.; Judge, George G., *Learning and Practicing Econometrics*, New York, John Wiley & Sons, Inc., 1993
- Intriligator, Michael D. (1978) *Econometric Models, Techniques and Applications*, Englewood Cliffs, N. J., Prentice-Hall.
- Iwata, Gyoichi (1974) Measurement of conjectural variations in oligopoly, *Econometrica*, 42, 5, 947-66.

Jacquemin, A.; Slade M. (1989) Cartels, collusion, and horizontal merger, in Richard Schmalensee and Robert Willing (eds.), *Handbook of Industrial Organization*, Vol. I, Amsterdam, North-Holland, 259-327.

Martin, Stephen (1993) *Advanced Industrial Economics*, Oxford, Blackwell Publishers.

Rogers, Robert (1983) The behaviour of firms in a oligopolistic industry: a study of conjectural variations, *Unpublished Phd Dissertation*, George Washington University, May.

Schmalensee, Richard C. (1989a) Inter-industry studies of structure and performance, in Richard Schmalensee and Robert Willig (eds.), *Handbook of Industrial Organization*, Vol. II, Amsterdam, North-Holland, 951-1009.

Schmalensee, Richard C. (1989b) Intra-industry profitability differences in U.S. manufacture 1953-1983, *Journal of Industrial Economics*, 37, 4, 337-57.

Schmalensee, Richard C. (1990) Empirical studies of rivalrous behaviour, in Giacomo Bonano and Dario Brandolini (eds.), *Industrial Structure in the New Industrial Economics*, Oxford, Clarendon, 139-74.

Shapiro, Carl Theories of Oligopoly Behaviour, in Richard Schmalensee and Robert Willig (eds.), *Handbook of Industrial Organization*, Vol. I, Amsterdam, North-Holland, 1989, 329-414.

Slade, Margaret E. (1986) Conjectures, firm characteristics, and market structure: an empirical assessment, *International Journal of Industrial Organization*, 4, 347-69.

Slade, Margaret E. (1987) Interfirm rivalry in a repeated game: an empirical test of tacit collusion, *Journal of Industrial Economics*, 35, 4, 499-516.

Sumner, Daniel A. (1981) Measurement of monopoly behaviour: An application to the cigarette industry, *Journal of Political Economie*, 89, 1010-19.

Tirole, Jean (1988) *The Theory of Industrial Organization*, Cambridge, Massachusetts, MIT Press.

Varian, Hall R (1984) *Microeconomic Analysis* (2^a ed.), New York, W. W. Norton & Company.

