

Estimação de elasticidades variáveis no mercado de trabalho do Chile*

PATRICIO MELLER **
RAÚL LABÁN **

As várias reformas e as mudanças de política econômica alteram as relações entre emprego e salário real e entre emprego e produto. O objetivo central deste artigo é examinar a natureza mutável dessas relações no mercado de trabalho do Chile no período 1974/85, tão fecundo em reformas e mudanças de políticas. Utiliza-se, para isso, a técnica do Filtro de Kalman, que permite a estimação econométrica de elasticidades variáveis. A obtenção da trajetória dinâmica dos coeficientes permite também: a) identificar claramente aquelas mudanças da política macroeconômica que têm maior impacto sobre a variação desses coeficientes; e b) estabelecer os intervalos dentro dos quais podem variar os coeficientes das equações estruturais.

I — Introdução

A economia chilena operava, na década de 60, com uma taxa de desemprego de cerca de 6%, a qual a partir de 1975 foi superior a 15%. Existe certo consenso de que entre os fatores determinantes desse desemprego predominam os relacionados à demanda de mão-de-obra.¹

Isto motivou uma série de estudos com o objetivo de analisar os fatores determinantes da demanda de mão-de-obra, na forma de estimações econométricas de funções de emprego.² As principais conclusões desses estudos são as seguintes: a) os salários reais (ou o custo da mão-de-obra) têm

[Nota do Editor: Tradução não revista pelos autores.]

* Este trabalho faz parte da área de pesquisa sobre "Macroeconomia e Emprego" do Cieplan e recebeu apoio do Centro Internacional de Pesquisas para o Desenvolvimento (IDRC). Uma versão preliminar foi apresentada no Encontro Nacional de Economistas Chilenos (Santiago, janeiro de 1987). Os autores agradecem os comentários ali recebidos — muito especialmente os de Ricardo Matte —, como também as valiosas sugestões dos dois leitores do Corpo Editorial desta revista. Como é óbvio, os autores são os únicos responsáveis pelo conteúdo do artigo.

** Economistas do Cieplan, Chile.

¹ Cf. Meller (1984a) e Riveros (1984), que apresentam discussões do tema.

² Este tipo de estudo para a economia chilena foi realizado por Eyzaguirre (1980), Solimano (1983), Riveros e Arrau (1984), Meller (1984b) e Jadresic (1986a). Para uma revisão de tais estudos, cf. Marcel (1987).

pequeno efeito — às vezes ambíguo, inclusive — sobre o nível de emprego (mais ainda, na maioria daqueles estudos não é possível rejeitar a hipótese nula de que as variações de salários reais não afetam o nível de emprego); e *b*) o nível do produto desempenha papel importante na determinação do nível de emprego (as elasticidades emprego-produto obtidas, no entanto, mostraram poder preditivo bastante discutível).

A evidência empírica sobre a relação entre rendimentos reais e taxa de desemprego no período 1974/83 mostra o seguinte [Meller (1984a)]: *a*) os salários reais não são, absolutamente, rígidos para baixo (há quatro anos que eles caem mais de 10%); *b*) as reduções dos salários reais estão associadas a aumentos na taxa de desemprego e, por outro lado, os aumentos dos salários reais estão associados a diminuições da taxa de desemprego (o ano de 1976 constitui, a este respeito, uma exceção); e *c*) observa-se, em acordo com o anterior, que em geral haveria uma associação *positiva* entre a taxa de variação dos salários reais e o crescimento do emprego.

Um problema aparentemente paradoxal é o fato de que, apesar do nível de desemprego elevado que persiste a partir de 1975, o salário real aumentou a uma taxa média anual de 8,8% entre 1976 e 1981 [Harberger (1982)]. Como pode haver aumento do salário real dada a grande quantidade de desempregados? Por que a persistentemente elevada taxa de desemprego não freia o aumento dos salários reais? A solução desse dilema é apresentada por Cortázar (1983). Os saldos e salários nominais no período 1974/83 foram determinados pela política de reajustes salariais, ou seja, “a variação dos salários nominais em torno de sua trajetória de médio prazo converteu-se em um instrumento de política econômica, tal como a taxa nominal de câmbio, o gasto público nominal, etc.” A política governamental de reajustes salariais estava, em certa medida, ligada à evolução do IPC (Índice de Preços ao Consumidor); dado que se teve inflação decrescente no período 1976/81 (198% em 1976 e 9,5% em 1981), isto implica que o salário real reajustado segundo a inflação passada seja crescente. Em síntese, o mercado de trabalho não operou como um mercado, tendo estado “fortemente condicionado pelas ações da autoridade administrativa” [Cortázar (1983)].

O período pós-1973 caracterizou-se por uma série de reformas institucionais, sociais e econômicas muito profundas. Uma enumeração incompleta delas seria a seguinte: eliminação de controles de preços e liberalização de mercados, política antiinflacionária, abertura externa e liberalização das importações, liberalização financeira interna, abertura da conta de capital, desregulação e liberalização do mercado de trabalho. Além disso, houve drásticas mudanças nas políticas cambial, salarial, tributária, fiscal e monetária. O fato de que todas estas reformas e mudanças de políticas tenham sido aplicadas ao mesmo tempo, num período tão curto (1973/85), torna muito difícil sustentar que o *ceteris paribus* por trás da análise de um mercado específico tenha realmente permanecido naquela condição. Tal hipótese — permanência do *ceteris paribus* — é comum aos diversos estudos acima citados e que tratam de analisar o mercado de trabalho.

Conforme assinalou Lucas (1976) a nível geral, as distintas reformas e mudanças de política econômica alteram as relações existentes entre variáveis econômicas (por exemplo, entre salário real e emprego e entre produto e emprego). O objetivo central deste trabalho é examinar a mutável natureza dessas relações num período tão fecundo em reformas e mudanças de política, utilizando, para tanto, a técnica do Filtro de Kalman, que permite a estimação econométrica de elasticidades variáveis.

Em síntese, a crítica de Lucas (1976) afirma que mudanças frequentes de política traduzem-se em mudanças frequentes da estrutura dos modelos econômicos, sendo que isto afeta os valores dos parâmetros; logo, estudos econométricos que estimem parâmetros constantes através de um período caracterizado por mudanças frequentes de política podem levar a conclusões errôneas. A evolução da economia chilena no período 1973/85 proporciona um excelente estudo de caso para examinar a relevância da hipótese de constância dos parâmetros de um modelo econômico; neste artigo se examinará particularmente o que acontece com os fatores determinantes da demanda de mão-de-obra.

2 — Elementos teóricos dos fatores determinantes da demanda de mão-de-obra

É útil examinar brevemente os fatores determinantes da demanda de mão-de-obra em dois contextos macroeconômicos distintos: economia fechada e economia aberta.

Em uma economia fechada, o modelo microeconômico neoclássico supõe que o nível de emprego, E , fique determinado pelo nível de salários reais, w .³ Uma empresa competitiva e otimizadora contrata mão-de-obra até o ponto em que o valor da produtividade marginal da mesma (PM_e) se iguala ao preço do trabalho, ou seja, para distintos valores de w , *ceteris paribus*, a função PM_e proporciona o nível de emprego demandado pela empresa. Logo, PM_e passa a constituir-se na função de demanda de mão-de-obra $E^d = f(w)$. Dado que se admite para o trabalho, bem como para os demais fatores, uma produtividade marginal decrescente, a relação entre E^d e w é negativa: para que a empresa contrate mais mão-de-obra, é preciso que o salário real caia. A análise feita para uma empresa perfeitamente competitiva estende-se para o conjunto da economia e, assim (ignorando problemas de agregação), obtém-se a demanda por trabalho para toda a economia.

³ Nesta seção usam-se indistintamente os conceitos de salário real e de custo real da contratação de mão-de-obra. Na seção empírica assinala-se a diferença existente e sua operacionalização para as estimações econométricas.

Em uma economia fechada, no modelo keynesiano simples, é a demanda agregada que determina o nível de atividade, ou seja, a demanda efetiva (ou o gasto dos agentes econômicos) determina o nível de produção. Uma vez obtido o nível de produção, é possível obter, por meio da função inversa da função de produção, o nível de emprego da economia, ou seja, $E = g(Y, K)$, onde K é o estoque de capital, considerado fixo no curto prazo. Segundo este enfoque, a economia pode funcionar com equilíbrio nos mercados de bens e monetário e, simultaneamente, apresentar desemprego de mão-de-obra; este nível de desemprego (involuntário) pode persistir no curto prazo e sua eliminação exigir aumento do nível de atividade (com o conseqüente aumento da demanda agregada). O aumento do nível de produto, Y , traduz-se em um aumento do nível de emprego, E .⁴

Um modelo keynesiano mais complexo é o de desequilíbrio de Barro e Grossman (1971), podendo-se também considerar, a respeito, o de Malinvaud (1977). O ponto central do modelo keynesiano de desequilíbrio é que a decisão de produção das empresas baseiam-se nas demandas efetivas e não nas potenciais e, por isto, torna-se possível um déficit de demanda agregada, gerando desemprego involuntário. A existência de desemprego involuntário implica que os trabalhadores enfrentem racionamento de demanda no mercado de trabalho, ou seja, a teoria do desemprego involuntário está ligada à teoria do racionamento. O referido racionamento do mercado de trabalho está relacionado, melhor dizendo, depende do racionamento de demanda do mercado de bens. As empresas não vendem todos os bens que produzem e, por isto, reduzem o nível de produção, o que se traduz numa diminuição do número de postos de trabalho [Barro e Grossman (1971) e Malinvaud (1977)].⁵ Assim, quando as empresas enfrentam restrições de vendas no mercado de bens, a demanda de mão-de-obra torna-se inelástica no mercado de trabalho; então, a empresa pode estar numa posição *fora* da demanda neoclássica de trabalho, sendo $PM_e > w$. Mesmo que a empresa seja otimizadora, essa relação de desequilíbrio não é eliminável, uma vez que, dada a restrição de vendas existente, isto leva a empresa a não expandir seu nível de produção e a operar na posição em que w e PM_e se igualam.

⁴ Note-se que o nível de emprego da economia foi determinado sem examinar o que acontece no mercado de trabalho. Até agora os salários reais não apareceram na análise (se bem que eles estão implícitos no argumento de algumas das componentes da despesa); logo, no modelo keynesiano simples, o salário real não é a variável-chave que se ajusta para igualar oferta e demanda de mão-de-obra e, assim, equilibrar o mercado de trabalho.

⁵ Em síntese, o marco teórico para analisar o problema do desemprego involuntário é aquele em que se supõe racionamento tanto no mercado de bens quanto no mercado de trabalho; assim, pois, coexistem excesso de oferta de bens (EOB) e excesso de oferta de mão-de-obra (EOM).

Um aspecto interessante desse modelo de desequilíbrio (para economia fechada) é o fato de que, quando a economia se encontra num ponto inelástico da demanda de trabalho, para o qual o nível de salário é inferior ao de equilíbrio, o nível de emprego de equilíbrio é obtido com um aumento dos salários reais. Neste caso o aumento dos salários reais dos trabalhadores gera um aumento de seu nível de renda e, desta forma, aumenta sua demanda no mercado de bens, contribuindo para reduzir o excesso de oferta de bens e eliminando o racionamento que as empresas enfrentam no mercado de bens. Em síntese, a redução (eliminação) do desemprego ocorre com um aumento simultâneo do nível de salário real.

Em conseqüência, em dois modelos distintos para uma economia fechada, a redução do desemprego — ou aumento do nível de emprego — dá-se através de: *a*) uma redução do salário real, de acordo com o modelo neoclássico; e *b*) um aumento do salário real, no modelo keynesiano. Malinvaud (1977) sintetizou estes dois enfoques com um único modelo em que distintas condições podem gerar um desemprego neoclássico (por excesso de salários reais) ou um desemprego keynesiano (por insuficiência de demanda agregada).

A análise anterior modifica-se na hipótese de uma economia aberta. Neste caso, é possível observar que os modelos neoclássico e keynesiano são equivalentes a respeito da relação existente entre emprego e salário real, especialmente quando se trata de uma pequena economia aberta que enfrenta severa restrição externa. Para reduzir ou eliminar a restrição externa, que é o ponto de estrangulamento do crescimento econômico, é indispensável aumentar o nível de competitividade internacional; isto se obtém pelo barateamento relativo do custo de produção local, seja através do aumento da produtividade, seja através da redução do preço dos fatores de produção locais (ou de ambas as coisas). Em síntese, para aumentar o nível de emprego em uma economia aberta, na qual a restrição externa é dominante, ao menos a curto prazo, é necessária uma redução dos salários reais.⁶

Contextos macroeconômicos distintos, como desemprego macroeconômico e desemprego keynesiano e grau de abertura da economia, alteram a relação existente entre nível de emprego e nível de salários reais. A economia chilena esteve exposta a esses contextos macroeconômicos no período 1974/85. Logo, a nível teórico é possível observar que se deveria esperar instabilidade — e até mudança de sinal — dos parâmetros que vinculam emprego e salário real; estimações econométricas tradicionais de modelos de uma equação com parâmetros constantes, que não considerem essas mudanças de contexto macroeconômico, podem propiciar resultados cuja interpretação econômica — e quantitativa — pode ser totalmente errônea.

⁶ Para uma análise mais extensa e profunda desse tema, cf. Cortázar (1986). Para alguns desenvolvimentos teóricos e empíricos aplicados à economia chilena, cf. Cortázar (1984) e Meller e Solimano (1985).

3 — Aspectos econométricos e medição das variáveis

Aplicou-se o método do Filtro de Kalman para obtenção das elasticidades emprego-custo real da mão-de-obra e emprego-produto da economia chilena no período 1974/85. Para este fim, utilizaram-se séries trimestrais, a nível setorial e agregado. Os setores analisados são: indústria, construção, agricultura, mineração, comércio e transportes. A equação básica que se estimou é a seguinte:

$$\ln E_t = \beta_{1t} + \beta_{2t} \ln Y_t + \beta_{3t} \ln w_t \quad (1)$$

Na equação (1) estão contidos os enfoques neoclássico, através da variável custo real do trabalho, w , e keynesiano, através da variável produto (ou demanda), Y . Para derivar o modelo $E = E(w, Y)$, Layard e Nickell (1986) basearam-se em uma economia caracterizada pela concorrência imperfeita. Suponhamos um setor no qual há n empresas idênticas, em concorrência monopolística. Cada empresa fixa o preço (P_i) do bem produzido, mas enfrenta um salário nominal dado, w ; além disso, esta empresa produz Y_i e determina a quantidade de fatores que vai contratar (trabalho, E , e capital, K). Seja $Y = F(E, K, t)$ a função de produção do setor, com todas as propriedades desejáveis (contínua, com as derivadas positivas e as segundas derivadas negativas); t é um indicador do progresso técnico; o nível de produção da empresa monopolista é determinado pelo nível de vendas, V_i ; o nível de vendas depende do preço relativo da empresa, P_i , que é a relação entre o preço que a empresa fixa e o do setor, P ; o nível de vendas da empresa depende também de sua participação na demanda total do setor, S_i ; ou seja, $V_i = V_i[(P_i/P)^{-1/E_i} S_i]$, onde E_i é a elasticidade-preço da demanda que enfrenta a i -ésima empresa. Se se supõe que esta empresa tem comportamento maximizador, para dado nível de capital e determinado grau de progresso técnico, a empresa vai contratar uma quantidade de trabalho (E) que resulta da igualação entre a produtividade marginal da mão-de-obra e a relação salário/produto modificada pela elasticidade-preço da demanda com que se defronta a empresa E_i , ou seja, $Y/E = W[P_i(1 - E_i)]$. Combinando esta expressão com a relação correspondente à função de produção (e agregando as n empresas idênticas), obtém-se uma função de demanda de mão-de-obra a nível de setor $E = E(w, Y)$ para determinado nível de K e t .

Uma importante diferença entre uma empresa em concorrência perfeita e outra em concorrência monopolística é o papel desempenhado pelo nível do produto Y . No caso da empresa competitiva, o nível do produto é endógeno; o nível é determinado através da função de produção, pela quantidade de fatores contratados pela empresa. Por outro lado, no modelo de empresas monopolistas previamente descrito, essa causalidade se inverte, passando o nível do produto a ser exógeno; neste caso, o nível de produto fica determinado pelo nível das vendas (ou da demanda) e, em conseqüência, define-se o nível de emprego. O nível de demanda de

cada setor vai ser considerado exógeno, supondo, implicitamente, que tal nível se aproxime do desejado pelas autoridades econômicas, dadas as restrições impostas pela estrutura econômica, pelo grau de abertura da economia, pelas prioridades do governo e pelas políticas econômicas aplicadas.⁷ Dessa forma, nesse modelo choques positivos (ou negativos) de demanda têm efeito direto sobre o nível de emprego, que é independente de w , e que deslocam positiva ou negativamente a demanda de mão-de-obra de uma forma que é possível observar uma associação *positiva* entre variações do nível de emprego e dos salários reais. Uma das limitações existentes quando se supõe exógena a demanda é que, segundo o modelo (1), o nível de emprego poderia crescer indefinidamente em função do crescimento da demanda; obviamente, existem restrições ao crescimento ilimitado da demanda.⁸

Um dos pressupostos cruciais dos métodos econométricos tradicionais é a hipótese apriorística de constância dos parâmetros. Do ponto de vista econométrico, haveria diversas razões para supor que os parâmetros de vários modelos não são constantes *a priori*, variando com o tempo:⁹ a) choques, que podem provocar mudanças econômicas permanentes, como as guerras; b) a existência de não-linearidades; c) problemas de agregação; e d) erros de especificação. Apesar do que se disse acima, para uma economia latino-americana pareceria mais relevante a crítica de Lucas (1976) sobre as mudanças da política econômica e, para generalizar, as mudanças no contexto macroeconômico, institucional e político que levam a mudanças e instabilidade nos parâmetros estruturais dos modelos econômicos.

O método do Filtro de Kalman (FK) permite a estimação econométrica de modelos que possuem "coeficientes variáveis". A característica central desse método é que o vetor de parâmetros, β_t , que é potencialmente diferente em cada período, está vinculado ao vetor de parâmetros de períodos anteriores (através de uma matriz de transição que se supõe conhecida *a priori*) e a elementos de inovação que permitem captar a história estocástica da economia.

Suponhamos que se tenha um conjunto de variáveis de estado ("estados da natureza") que mudam através do tempo e que não são diretamente observáveis, sujeitas a uma distorção sistemática e a uma contaminação por "ruído". Seja, por outro lado, y_t uma variável observada e relacionada às variáveis de estado através de uma "equação de medição". Se as variáveis

⁷ Pressuposto semelhante é adotado por Modigliani, Padoa-Schioppa e Rossi (1986) em sua análise do desemprego na Itália.

⁸ Para algumas sugestões simples a fim de tornar endógena a demanda, cf. Layard e Nickell (1986) e Solow (1986).

⁹ Ver Sarris (1973), Cooley e Prescott (1973) e Maddala (1977), para uma discussão sobre este tema. Para uma apresentação do modelo do Filtro de Kalman, cf. Harvey (1981) e, para aplicações, cf. Engle e Watson (1985).

de estado estão contidas em um vetor $m \times 1$, β_t , essa equação pode ser escrita como:

$$y_t = x_t \beta_t + U_t \quad U_t \sim N(0, \sigma_{u_t}^2) \forall t \quad (2)$$

Em (2), x_t é um vetor fixo de variáveis explicativas de ordem $1 \times m$; isto é válido para cada período t .

O vetor de estado, β_t , não é diretamente observável, mas se supõe que suas variações estejam dominadas por um processo bem definido, representado por uma "equação de transição", correspondente a uma estrutura markoviana de primeira ordem:¹⁰

$$\beta_t = T\beta_{t-1} + v_t \quad v_t \sim N(0, Q_t) \forall t \quad (3)$$

T é uma matriz fixa, $m \times m$.¹¹

Supõe-se, adicionalmente, que os erros de ambas as equações não apresentem correlação serial e nem com o vetor de estado inicial, β_0 .

O fato de existir um β_t potencialmente diferente para cada período t impossibilita sua estimação através da técnica tradicional de estimação, o método de mínimos quadrados ordinários (MQO),¹² ou seja, não há forma de se estimar o valor β_t , a menos que se disponha de mais informação sobre o processo gerador do vetor de estado que se reflita na estrutura da equação de transição.

Uma das formas que pode tomar essa equação é a contida em (3); sem restringir os coeficientes a uma determinada estrutura, é impossível sua estimação.¹³ A seleção dessa estrutura é devida ao fato de que ela permite, de uma forma relativamente simples, combinar dois elementos centrais — a influência da estrutura passada e a incidência dos elementos estocásticos —, além de também permitir um amplo espectro de simulações. Cabe assinalar, inclusive, que a combinação de uma matriz-identidade de transição, T , com uma matriz Q_t nula reduz a técnica de estimação do Filtro de Kalman (FK) ao método tradicional (MQO). Em consequência, a suposta constância dos parâmetros de um modelo de regressão é um caso particular do método FK.

Com a estrutura apresentada em (3), o vetor de estado, β_t , fica restrito a um padrão particular de evolução no tempo. O problema, de fato, desdobra-se em duas etapas: a) encontrar um β inicial (β_0) que melhor se

¹⁰ Para uma apresentação de uma especificação mais geral, ver Harvey (1981).

¹¹ A nível teórico, esta matriz pode também ser variável (T_t). Ainda que seja possível a solução deste problema em tais circunstâncias, é impossível sua estimação sem a imposição de restrições adicionais à sua distribuição dinâmica [cf. Harvey (1981) e Sarris (1973)].

¹² Uma demonstração formal dessa afirmativa encontra-se em Sarris (1973).

¹³ Distintas estruturas da equação de transição podem ser encontradas em Harvey (1981), Sarris (1973) e Engle e Watson (1985).

ajuste aos dados da base e à matriz de covariância (P_0) associada, ou seja, obter a distribuição *a priori* do vetor β_t ; e b) calcular a distribuição *a posteriori* do vetor de estado, β_t , usando toda a informação amostral disponível, através do algoritmo do FK (parâmetros suavizados).

Para que se possa aplicar o FK, requer-se conhecer a matriz T , β_0 , $\sigma_{u_0}^2$ e P_0 . Exceto a matriz T , as demais restrições *a priori* são obtidas diretamente dos dados.¹⁴ É necessário, sem dúvida, ressaltar que os resíduos dessas estimações não se comportaram bem, apresentando, simultaneamente, um problema de autocorrelação e outro de heterocedasticidade. A fim de se obterem estimadores MELN,¹⁵ sugere-se utilizar o método de mínimos quadrados generalizado (MQG).¹⁶ Se, além disso, verifica-se que U_t e v_t são normalmente distribuídos, o estimador de β_0 será igual ao obtido pelo método de máxima verossimilhança (MV) e será MVNV.¹⁷ O estimador de β_0 obtido por MQG é não-viesado, o mesmo não ocorrendo com o obtido por MV, embora o viés tenda a desaparecer quando T cresce.

Desta forma, obtiveram-se os estimadores de β_0 e $\sigma_{u_0}^2$, condicionados ao valor de θ_i ($\theta_i = q_{0i}/\sigma_{u_0}^2$).¹⁸ Por esta razão, é fundamental examinar se o valor encontrado para essas variáveis depende (ou não) do valor de θ selecionado.¹⁹ Levou-se a cabo, com este propósito, uma análise de sensibilidade sobre o valor de θ .

Falta apenas estabelecer uma estrutura *a priori* para a matriz de transição, T , para a estimação dos coeficientes variáveis. Posto que inexistente um procedimento estabelecido para selecionar tal matriz, assume-se uma dada estrutura e realiza-se uma análise de sensibilidade, a fim de testar a dependência (ou independência) dos resultados encontrados em relação à estrutura selecionada. A seguir mostra-se o sistema de equações de atualização para a variável de estado e sua matriz de covariância. O papel que essas equações desempenham é o de combinar a nova informação em y_t com as informações disponíveis para os previsores ótimos, para o vetor de estado, $\beta_{t/t-1}$, e para sua matriz de variância-covariância, $P_{t/t-1}$, tendo-se:

$$\beta_{t/t-1} = T\beta_{t-1} \quad t = 1, 2, \dots, N \quad (4)$$

$$P_{t/t-1} = TP_{t-1}T' + Q_t \quad t = 1, 2, \dots, N \quad (5)$$

¹⁴ O mecanismo utilizado para se obter os valores iniciais de β_0 e $\sigma_{u_0}^2$ foi detalhadamente desenvolvido por Sarris (1973).

¹⁵ Melhor estimador linear não-viesado.

¹⁶ O método de MQG dá estimadores consistentes para β_0 e para sua matriz de variância-covariância ao utilizar variáveis explicativas transformadas ($x_{t^*} = x_t T'$).

¹⁷ Estimador de mínima variância dentre os não-viesados (lineares ou não).

¹⁸ O termo q_{0i} representa os elementos diagonais i da matriz de variância-covariância, Q_0 .

¹⁹ Neste trabalho assume-se que θ seja igual para todos os coeficientes.

Os estimadores de β_t e de sua matriz de covariância que minimizam o erro quadrático médio linear (EQML)²⁰ são obtidos de forma recursiva, através do algoritmo do FK, da seguinte forma:

$$\hat{\beta}_t = \hat{\beta}_{t/t-1} + P_{t/t-1} X_t' f_t^{-1} (y_t - X_t \hat{\beta}_{t/t-1}) \quad (6)$$

$$P_t = P_{t/t-1} - P_{t/t-1} X_t' f_t^{-1} X_t P_{t/t-1} \quad (7)$$

donde:

$$f_t = X_t P_{t/t-1} X_t' + \sigma_{U_t}^2 \quad t = 1, 2, \dots, N \quad (8)$$

As equações (6) a (8) compõem o sistema de equações de atualização.

Em resumo, o FK é um conjunto de equações que permite que os coeficientes e as previsões se atualizem quando novas observações se tornam disponíveis. Este processo realiza-se em duas etapas: primeiro, forma-se o predictor ótimo das observações seguintes, dada toda a informação disponível até aquele momento; e, depois, incorpora-se a nova observação ao estimar o vetor de estado, usando as equações de atualização.

O FK dá uma solução ótima ao problema de atualização e previsão. Se as observações distribuem-se normalmente e se os estimadores correntes do vetor de estado são os melhores disponíveis, os estimadores de previsão e de atualização também o serão, isto é, se a estimação inicial é MVNV, assim também serão as obtidas nas equações (4) e (6). Na ausência da hipótese de normalidade, tem-se resultado semelhante, mas só para os predictores e estimadores MELN.²¹ Em síntese, o FK pode ser entendido como um avaliador ótimo do peso da informação passada para definir o predictor ótimo "um passo à frente" da variável dependente.

Para a obtenção dos estimadores *a priori* necessários à aplicação do método do FK, procedeu-se da seguinte forma: a) a estimação por MQG aplicada a toda a amostra para o período 1974/85 fornece, através da equação (1), os estimadores iniciais para o vetor β_0 e $\sigma_{U_0}^2$, os quais, conforme já se assinalou, são não-viesados, consistentes e de variância mínima; b) para o parâmetro θ utilizou-se um valor-base de 0,2 sob a hipótese de que os agentes não reagem de forma muito aleatória às mudanças de política econômica, realizando-se, posteriormente, análise de sensibilidade para valores alternativos de θ , no intervalo 0,05—0,50; valores pequenos de θ (0,05, por exemplo) corresponderiam ao caso próximo à constância dos parâmetros — agentes econômicos com planos fixos —, enquanto valores

²⁰ A derivação e as propriedades destes estimadores encontram-se em Harvey (1981), Chow (1983) e Watson (1983).

²¹ Dado o caráter estocástico do vetor de estado, é necessário ter cuidado com a interpretação do resultado obtido. Para uma análise completa dessas propriedades, cf. Harvey (1981).

grandes (por exemplo, 0,7) corresponderiam a reações quase instantâneas a mudanças nas regras da política econômica ou à evolução projetada do contexto macroeconômico e institucional (regras de decisão adaptativas ou racionais); na medida em que as regras de política vão se tornando menos previsíveis por parte dos agentes econômicos e que haja maior grau de incerteza a respeito da evolução das principais variáveis macroeconômicas, a instabilidade dos parâmetros tenderá a aumentar (terá aumentado o "ruído" da equação de transição); e c) em relação à matriz de transição, T , adotou-se uma matriz diagonal (supondo-se, implicitamente, independência entre os coeficientes), com o valor de 0,8 como elemento constante.

Posteriormente, realizou-se análise de sensibilidade para valores da diagonal de T flutuando entre 0,5 e 0,9. Uma matriz T diagonal que seja igual à matriz-identidade implica que qualquer mudança no vetor de coeficiente, β_t , em relação ao vetor β_{t-1} , deve-se exclusivamente a fatores aleatórios, isto é, o vetor de coeficientes segue uma trajetória do tipo *random walk*. Se, adicionalmente ao fato de T ser uma matriz-identidade, a matriz Q_t é nula, o método FK reduz-se ao procedimento econométrico tradicional de MQO com aplicação recursiva. Por outro lado, valores muito baixos (isto é, inferiores a 0,5) dos elementos da diagonal darão pequeno peso aos valores trimestrais de períodos anteriores; a estrutura do passado perde rapidamente sua influência sobre o comportamento atual.

Os dados trimestrais de emprego agregado e setorial foram extraídos de Jadresic (1986b). Os dados trimestrais de produto agregado e setorial vêm de Arrau (1986). Para a variável w_t foram elaboradas séries do custo real da mão-de-obra; o INE (Instituto Nacional de Estatísticas) forneceu as informações básicas sobre salários setoriais,²² as quais foram multiplicadas por um coeficiente que mede a variação da contribuição para a previdência social (baseada na folha de salários); a informação setorial do custo nominal da mão-de-obra foi deflacionada pelo índice setorial correspondente do IPA (Índice de Preços por Atacado).²³

²² A nível agregado, utiliza-se o índice geral de ordenados e salários. Para os setores da indústria e mineração, usaram-se os subíndices setoriais correspondentes. Para os setores de transporte e comércio utilizou-se o índice do setor industrial. Para o setor de construção usou-se o subíndice de ordenados e salários do índice de custo de construção da Câmara Chilena de Construção. Utilizou-se, para o setor agrícola, o salário mínimo para o período 1974/81 e, a partir daí, lançou-se mão do índice de salário agrícola.

²³ Os índices setoriais do IPA foram utilizados para os setores de agricultura, mineração e indústria. Para o setor transporte utilizou-se o componente importado do IPA. Para o setor comércio utilizou-se uma combinação dos componentes industrial e importado do IPA. Para o setor de construção utilizou-se o total do índice do custo de construção do tipo médio. Para o conjunto da economia utilizou-se uma combinação entre o IPA e o IPC. Para obtenção do custo real da mão-de-obra elaborou-se um índice especial que inclui a evolução da taxa de cotação; para uma discussão detalhada da elaboração deste índice, cf. Meller (1984b).

4 — Resultados

O método do Filtro de Kalman fornece estimações (pontuais) das elasticidades emprego-produto e emprego-salário real para cada período de tempo; para cada um dos seis setores obtêm-se valores para aquelas elasticidades para cada trimestre do período 1974/85. A Tabela 1 mostra, para cada setor, o intervalo dos valores e a mediana das estimações. Para visualizar a evolução temporal das elasticidades, apresentam-se os Gráficos 1 e 2 (que cobrem os setores de indústria) e 3 e 4 (referentes ao setor comércio). Além disso, na Tabela 1 mostram-se os estimadores das elasticidades obtidos pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO), aplicado a todas as observações do período 1974/85.

TABELA 1

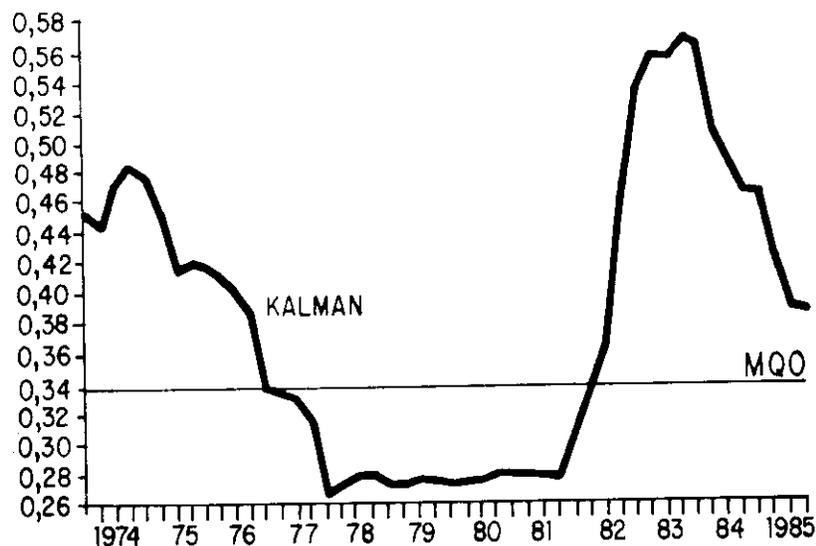
*Elasticidades emprego-custo real da mão-de-obra e emprego-produto:
Chile, 1974/85*

Setores	Elasticidade emprego-custo real da mão-de-obra		Elasticidade emprego-produto	
	Filtro de Kalman: intervalo de valores (mediana)	MQO	Filtro de Kalman: intervalo de valores (mediana)	MQO
Indústria	-0,11 a -0,24 (-0,16)	-0,12 (-1,58)	0,27 a 0,57 (0,39)	0,34 (2,64)
Construção	-0,24 a 0,09 (-0,07)	-0,01 (-3,12)	0,57 a 0,81 (0,69)	0,71 (7,89)
Comércio	-0,24 a -0,41 (-0,30)	-0,31 (-5,90)	0,71 a 1,01 (0,81)	0,86 (15,21)
Agricultura	-0,07 a 0,02 (-0,01)	-0,06 (-2,64)	0,06 a 0,10 (0,09)	0,09 (3,27)
Mineração	-0,03 a -0,11 (-0,07)	-0,09 (-2,51)	-0,40 a -0,54 (-0,42)	-0,44 (-2,25)
Transporte	-0,02 a 0,05 (-0,01)	0,0 (-1,35)	0,09 a 0,26 (0)	0,23 (3,01)
Total	-0,13 a 0,02 (0,02)	-0,07 (1,98)	0,55 a 0,81 (0,59)	0,68 (3,78)

Em linhas gerais, os resultados obtidos sugerem que: a) os valores das elasticidades dos diversos setores mostram variações e flutuações aparentemente importantes; e b) o estimador *único*, obtido por MQO, não ilustra nem sintetiza de maneira satisfatória as variações que as elasticidades experimentam. Na realidade, a evolução das elasticidades obtidas pelo FK proporciona interessante material empírico que pode levar a uma maior compreensão do comportamento do mercado de trabalho a nível de cada setor face às importantes mudanças do contexto macroeconômico e de políticas econômicas que ocorreram na economia chilena entre 1974 e 1985. Assim, parece importante examinar separadamente os resultados obtidos a nível setorial. Com esta finalidade, e dada a natureza do procedimento econométrico utilizado (a seleção dos valores *a priori* da base inicial), a análise será feita a partir de 1975; supõe-se, implicitamente, que sejam necessários quatro períodos (trimestrais) para que o vetor de coeficientes estruturais alcance seu estado mais permanente.

No setor industrial distinguem-se três períodos, tanto para a elasticidade emprego-produto quanto para a elasticidade emprego-custo real da

Gráfico 1
INDÚSTRIA: ELASTICIDADE EMPREGO-PRODUTO



mão-de-obra (cf. Gráficos 1 e 2). Para a elasticidade emprego-produto, 1975/76 tem um valor próximo de 0,40, 1977/81 é bastante estável em 0,27 e 1982/85 apresenta valores muito instáveis, chegando a 0,56 e reduzindo-se a 0,38. O estimador de MQO para todo o período é 0,34. Para a elasticidade emprego-custo real da mão-de-obra, 1975/76 tem valor estável de $-0,21$, 1977/81 apresenta valor estável de $-0,11$ e para 1982/85 volta a instabilidade, com valores que chegam a $-0,24$ e retornam a $-0,16$. O estimador de MQO para todo o período é $-0,11$.

No setor comércio (cf. Gráficos 3 e 4) observa-se, para a elasticidade emprego-produto: a) valores declinantes entre 1,0 e 0,84 no período 1975/76; b) valores declinantes entre 0,83 e 0,71 no período 1977/81; e c) valores que flutuam em torno de 0,8 entre 1982 e 1985. O estimador de MQO para todo o período é 0,86. Para a elasticidade emprego-custo real da mão-de-obra observam-se: a) valores (absolutos) decrescentes de $-0,39$ a $-0,36$ entre 1975 e 1977; b) valores (absolutos) também decrescentes de $-0,36$ a $-0,24$ no período 1977/81; e c) valores que flutuam ao redor de $-0,29$ entre 1982 e 1985. O estimador de MQO para o período é $-0,31$.

Gráfico 2

INDÚSTRIA: ELASTICIDADE EMPREGO-CUSTO REAL DA MÃO-DE-OBRA

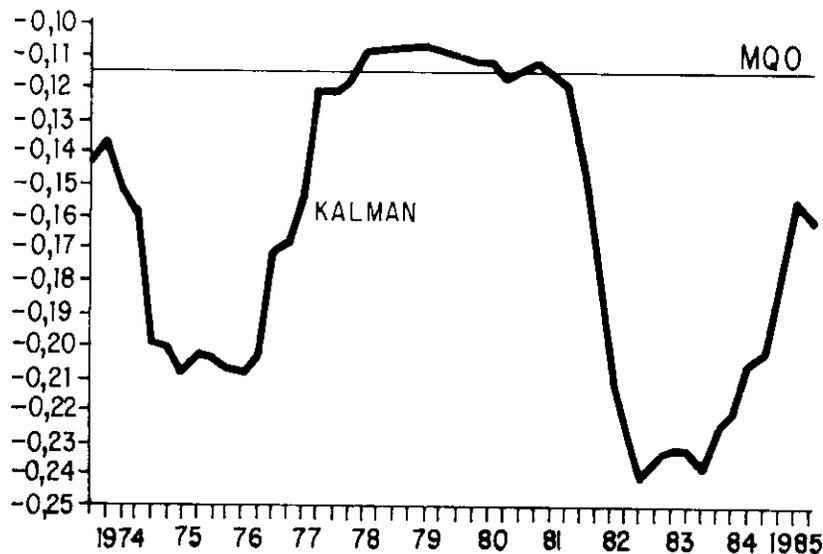
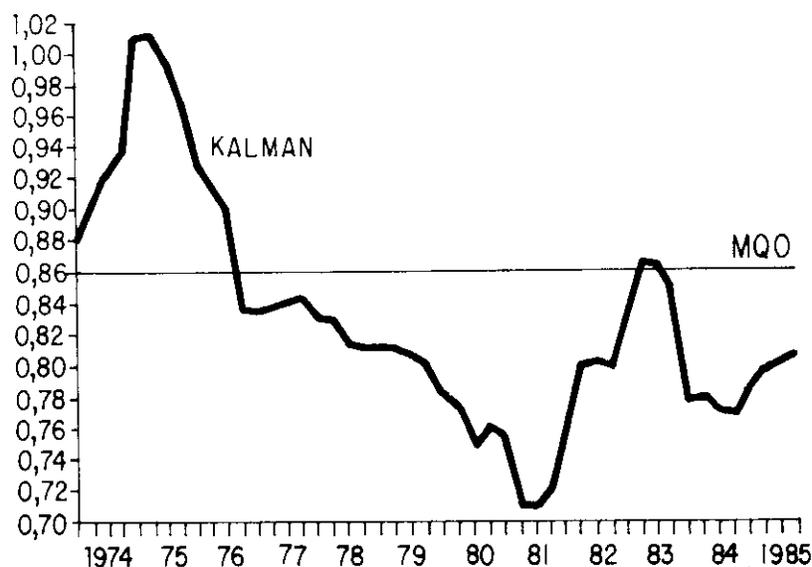


Gráfico 3

COMÉRCIO: ELASTICIDADE EMPREGO-PRODUTO

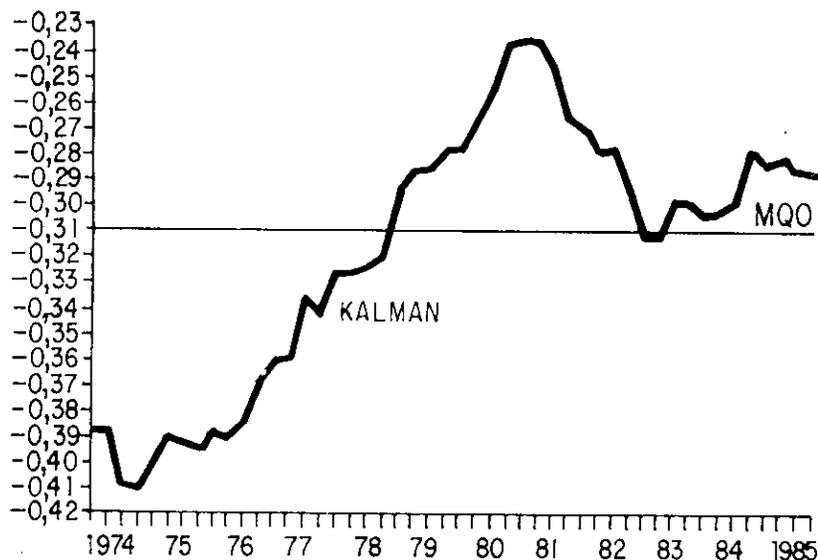
No setor de construção obtiveram-se os seguintes resultados para a elasticidade emprego-produto: ²⁴ valor estável de 0,63 no período 1976/80; entre 1981 e 1985, valores em torno de 0,80 mas não muito estáveis. O estimador de MQO para todo o período foi 0,71. Para a elasticidade emprego-custo real da mão-de-obra foram obtidos os seguintes resultados: valores negativos no período 1975/76, flutuando entre - 0,08 e - 0,14; valores negativos entre 1977 e 1980, flutuando em torno de - 0,20; e valores positivos entre 1982 e 1985, variando ao redor de 0,06. O estimador de MQO para todo o período aproxima-se de zero.

Quanto ao setor agrícola, dada a natureza trimestral dos dados, pode-se observar a sazonalidade dos valores da elasticidade emprego-produto. Apesar de algumas variações que se observam nesses valores, elas são de magnitude praticamente irrelevante; os valores obtidos são muito pequenos e oscilam entre 0,07 e 0,10. Algo semelhante acontece com os valores da

²⁴ Omitiram-se os gráficos pertinentes neste caso e nos seguintes.

Gráfico 4

COMÉRCIO: ELASTICIDADE EMPREGO - CUSTO REAL DA MÃO-DE-OBRA



elasticidade emprego-custo real da mão-de-obra, que, apesar da mudança de sinal dos coeficientes, são de magnitude muito reduzida, sendo que a maior parte dos valores está entre $-0,03$ e $+0,01$.

No setor de mineração a elasticidade emprego-produto deu valores negativos e estáveis em torno de $-0,41$ no período 1975/81 e negativos e declinantes (valores absolutos) de $-0,54$ a $-0,43$ no período 1982/84. Para a elasticidade emprego-custo real da mão-de-obra observaram-se valores negativos e declinantes (valores absolutos), mas de magnitudes muito reduzidas (entre $-0,03$ e $-0,11$).

O setor de transportes apresentou valores flutuantes para as elasticidades, com intervalos reduzidos. A maior parte dos valores da elasticidade emprego-produto flutuou entre $0,15$ e $0,26$. No caso da elasticidade emprego-custo real da mão-de-obra, a maior parte flutuou entre $-0,02$ e $+0,05$.

No período 1975/85 a economia chilena teria sido exposta a três contextos macroeconômicos distintos, podendo-se resumir a descrição acima da seguinte maneira: a) 1975/76 foi um período recessivo, marcado por política contracionista de estabilização da inflação, que gerou um grande

aumento da taxa de desemprego e levou a uma importante queda do nível de salário real; b) 1977/81 foi um período expansionista, de abertura comercial, liberalização financeira e abundância de créditos externos, tendo havido grande crescimento dos setores produtores de *non-tradables*, coincidindo com um aumento do salário real (devido à regra de indexação à inflação passada num contexto de inflação declinante) e do emprego; e c) depois de 1981 começaria um prolongado período recessivo, caracterizado pelo necessário ajuste externo, e prevaleceria uma séria restrição de recursos externos; o impacto do ajuste é severo e prolongado e, entre outras medidas, aplica-se uma desindexação salarial, o colapso financeiro produz numerosas quebras de empresas, a taxa de desemprego sobe a 30%, o PIB cai dois anos seguidos, os salários reais reduzem-se em mais de 20% e a dívida da maioria dos agentes econômicos alcança níveis consideráveis em relação ao patrimônio.

Os três contextos acima descritos afetam de formas bastante distintas os mercados setoriais de trabalho. Supor-se-á, para esse fim, que a existência de elasticidades variáveis (constantes) implique alto (baixo) impacto do contexto macroeconômico. A tradicional dicotomia entre bens *tradables* e *non-tradables* é muito útil no caso da economia chilena, dados os comportamentos muito distintos dos subsectores. Vejamos, por exemplo, o que acontece nos setores produtores de *tradables* (indústria, agricultura e mineração). O setor industrial é claramente influenciado pelo contexto macroeconômico global, mas este tem impacto relativamente pequeno sobre a agricultura e a mineração. Especificamente, a abertura ao exterior reduz a elasticidade emprego-produto do setor industrial; quando a economia opera com maior grau de proteção, seja pela via alfandegária ou da taxa de câmbio, essa elasticidade tem um aumento quantitativamente importante (por exemplo, de 0,26 a 0,40). Em contrapartida, na agricultura e na mineração os fatores tecnológicos de longo prazo são substancialmente mais importantes que as mudanças de políticas de curto prazo para o funcionamento do mercado de trabalho; é por isso que as elasticidades emprego-produto são relativamente estáveis, em termos quantitativos. Algo semelhante ocorre em relação às flutuações que a elasticidade emprego-custo real da mão-de-obra experimenta. Nos setores de agricultura e mineração, ela flutua num intervalo bastante estreito: $-0,03$ a $+0,02$ para a agricultura e $-0,03$ a $-0,10$ para a mineração. Logo, uma mudança de preços relativos dos fatores nestes dois setores tem um impacto muito pequeno sobre o uso de mão-de-obra. No caso do setor industrial, a situação é algo diferente, uma vez que a elasticidade emprego-custo real da mão-de-obra flutua entre $-0,11$ e $-0,24$. É interessante observar que esta elasticidade diminui (valor absoluto) no período de maior abertura ao exterior, em que há abundância de divisas; neste caso, a concorrência de um maior volume de bens importados torna mais inelástica a substituição entre fatores produtivos na indústria local. Isto aparentemente se reverte nos períodos recessivos em que existe restrição externa.

Algo semelhante ocorre com os subsetores que compõem o setor de *non-tradables*. Construção e comércio têm reações distintas face às mudanças do contexto macroeconômico; por outro lado, a evolução das elasticidades no setor de transportes pareceu depender em maior grau de fatores tecnológicos de longo prazo do que de mudanças nos contextos macroeconômicos. Nota-se no setor de construção uma descontinuidade na elasticidade emprego-produto ao redor de 1981: tem-se, antes de 1981, período de grande expansão desse setor, uma elasticidade que declina até cerca de 0,62, sugerindo aumento do grau de mecanização do setor e/ou aumento de construções menos intensivas em mão-de-obra; após 1981, a construção é o setor que passa por maior recessão, observando-se um aumento da elasticidade emprego-produto até o valor de 0,8, agora sugerindo maior emprego relativo da mão-de-obra e/ou aumento das construções mais intensivas em mão-de-obra.

Essas mudanças do contexto macroeconômico, portanto, traduzem-se em aumento da elasticidade emprego-produto do setor de construção, de 0,62 a 0,80. Por outro lado, houve no setor comércio uma contínua redução da elasticidade emprego-produto entre 1975 e 1981, que passou de cerca de 1,0 a 0,7, sugerindo ter ocorrido um aumento de uso de maquinaria pelo setor e/ou aumento da importância relativa dos grandes estabelecimentos, que teriam economias de escala. Após 1980 esta elasticidade aumentou nos anos recessivos de 1981 e 1983, estabilizando-se em torno de 0,80.

Em relação à elasticidade emprego-custo da mão-de-obra, observa-se no setor comércio uma diminuição (em módulo) gradativa, que vai de $-0,39$ em 1975 a $-0,24$ em 1981 e estabiliza-se em torno de $-0,29$ em 1985, o que teria sido ocasionado pela maior mecanização ou pela mudança de composição do tamanho dos estabelecimentos. Quanto ao setor de construção, não é óbvio o sentido econômico que tem a evolução da elasticidade emprego-custo real da mão-de-obra.

Tendo em vista a descrição anterior, pareceria de pouca utilidade a estimação agregada de todos os setores, uma vez que esta seria o resultado de comportamentos setoriais muito diferentes. Sem embargo, em linhas gerais, a evolução das elasticidades emprego-produto e emprego-custo real da mão-de-obra a nível agregado ilustraria sinteticamente a reversão observada em 1981/82. De fato, antes de 1981, apesar das várias mudanças de política econômica, o funcionamento do mercado de trabalho tendia a ajustar-se gradualmente ao novo contexto macroeconômico. Por outro lado, a partir de 1982 observam-se grandes flutuações nos valores das elasticidades, com tendências que se revertem; isto poderia ser interpretado como o predomínio de um comportamento aleatório dos agentes econômicos num contexto em que não se percebe a extensão que pode ter a recessão que se iniciou em 1982, combinado com uma perda de credibilidade das autoridades responsáveis pela política econômica.

Ilustra-se, a seguir, um par de procedimentos econométricos para testar se a flutuação dos coeficientes está associada a causas econômicas, como as mudanças da estrutura macroeconômica e/ou da política econômica;

outra hipótese seria a associação com fatores não-econômicos, como a autocorrelação e os erros de especificação.²⁵

Primeiro desenvolvemos um teste semelhante ao apresentado por Watson (1983),²⁶ que nos permite verificar se o FK é capaz de gerar estimadores não-viesados e de variância mínima (eficientes) dos coeficientes desconhecidos de um modelo linear clássico de regressão.²⁷

Se o FK é ótimo, os erros de previsão "um passo à frente", computados durante o processo recursivo, serão distribuídos normal e independentemente, com média zero e variância $\sigma_t^2 f_t$, a qual também é calculada durante esse processo, isto é:

$$e_t \sim N(0, \sigma_t^2 f_t) \quad \forall t \quad (9)$$

Pela padronização dessa distribuição normal, obtém-se:

$$\tilde{e}_t = e_t / \sigma_t f_t^{1/2} \sim N(0, 1) \quad (10)$$

Pode-se testar a independência destes resíduos padronizados através da razão de Von Neuman modificada (RVNM),²⁸ definida pela seguinte expressão:

$$RVNM = \frac{\sum_{t=k+2}^N (\tilde{e}_t - \tilde{e}_{t-1})^2 / (N - k - 1)}{\sum_{t=k+1}^N (\tilde{e}_t)^2 / (N - k)} \quad \forall t \quad (11)$$

com $(N - k)$ graus de liberdade. Se não se verificar a independência — autocorrelação dos resíduos de previsão —, o FK não gerará previsores ótimos. Tal teste tem a debilidade de só testar as seguintes alternativas:

²⁵ Para um exame detalhado das diversas razões que justificaram a existência de parâmetros variáveis, cf. Engle e Watson (1985) e Sarris (1973). Mesmo que os testes não excluam todas as possibilidades, eles nos permitem aceitar ou rejeitar as conclusões a que chegamos neste trabalho.

²⁶ Esse teste também é válido para as pequenas amostras, permitindo, adicionalmente, evitar as zonas de indefinição. O teste está desenvolvido em Labán (1987), seguindo a literatura sobre resíduos recursivos. Cf. Phillips e Harvey (1974).

²⁷ Watson (1983) demonstra que o FK dá estimadores ótimos toda vez que o MQO o faz e até em alguns casos em que este gera estimaciones subótimas.

²⁸ Esta razão modificada presume que $\tilde{e} = 0$ se o FK é ótimo, sendo que \tilde{e} representa a média dos erros de previsão padronizados, isto é:

$$\tilde{e} = \frac{\sum_{t=k+1}^N \tilde{e}_t}{(N - k)}$$

H_0 : \tilde{e}_t independentes e identicamente distribuídos segundo $N(0,1)$;

H_1 : \tilde{e}_t segue processo auto-regressivo de primeira ordem, isto é, são gerados por processo AR(1).

É óbvio que essas duas alternativas não esgotam as possíveis distribuições de \tilde{e}_t . Mas se a hipótese nula não pode ser rejeitada, não se pode descartar a hipótese de que o FK seja ótimo.

Esse teste foi realizado ao final do processo de previsão e atualização, com 44 graus de liberdade e com intervalo de confiança de 90% (teste bicaudal).²⁹ O limite crítico inferior é $d_L = 1,504$ e o superior é $d_U = 2,498$.

Um segundo problema é que os erros de previsão "um passo à frente" podem estar viesados, isto é, podem resultar em previsões sistematicamente superestimadas ou subestimadas. Isto significa que podemos estar frente a um erro de especificação funcional da equação (1), em cujo caso, da mesma forma que no anterior, uma parcela da variação dos coeficientes poderia estar associada à existência de não-linearidade nos argumentos desta equação ou à exclusão de variações relevantes. Esse viés dos coeficientes de nossa equação tem graves implicações sobre as inferências derivadas da análise da estimação. Para testar a significância desse viés pode-se usar o fato de que, se o FK é ótimo e os e_t têm as propriedades indicadas anteriormente, então:

$$r = \tilde{e}/\hat{\sigma}_e \sim t(N - k) \quad (12)$$

onde:

$$\hat{\sigma}_e^2 = \sum_{t=k+1}^N \tilde{e}_t^2 / (N - k) \quad (13)$$

é um estimador não-viesado³⁰ da variância de \tilde{e}_t . Neste caso, a hipótese nula e a alternativa a testar seriam:

$$H_0 : E(e_t) = 0 \quad \forall t \text{ (ausência de viés)}$$

$$H_1 : E(e_t) \neq 0 \quad \forall t \text{ (existência de viés)}$$

O não cumprimento de qualquer desses dois testes nos levaria a rejeitar a hipótese nula de características ótimas. Uma rejeição do teste t indicaria que as estimações do FK estão viesadas (viés de especificação).

²⁹ Ver a Tabela B-7 (The modified Von Neuman ratio) de Johnston (1985, p. 559).

³⁰ Para a especificação desse teste e sua aplicação aos resíduos recursivos — erros de previsão estandardizados —, cf. Harvey e Collier (1977).

Os resultados da aplicação de ambos os testes para os setores de indústria e comércio encontram-se na Tabela 2. A partir deles podemos concluir que só é possível rejeitar a hipótese nula de não-autocorrelação negativa

TABELA 2

Testes dos erros de previsão: indústria e comércio

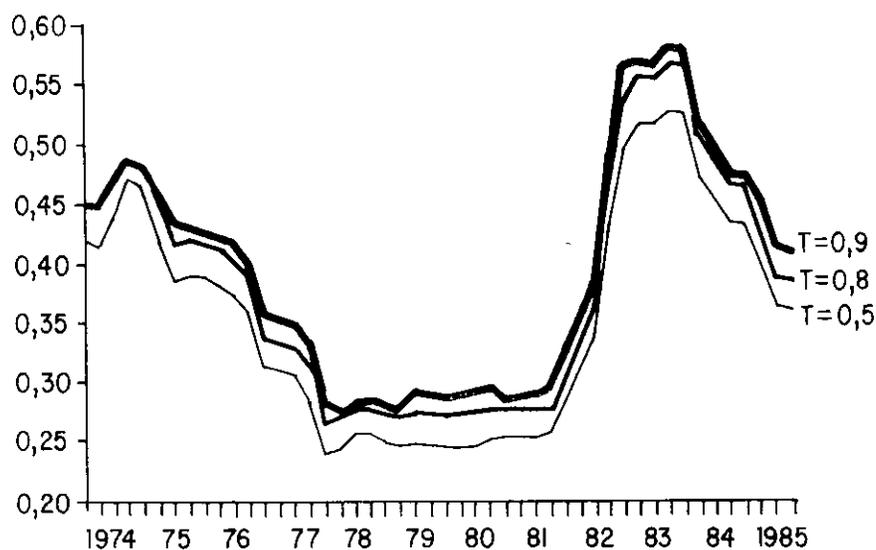
Teste	Valor estimado		Intervalo de confiança ^a	
	Indústria	Comércio	Inferior	Superior
RVNM	2,137	2,547 ^b	1,504	2,498
Harvey e Collier	-0,034	0,118	-1,676	1,676

^a 90%, cf. Johnston (1985).

^b Rejeita-se a hipótese nula com intervalo de confiança de 90%.

Gráfico 5

**INDÚSTRIA: ELASTICIDADE EMPREGO-PRODUTO
COMPARAÇÃO MATRIZ T**

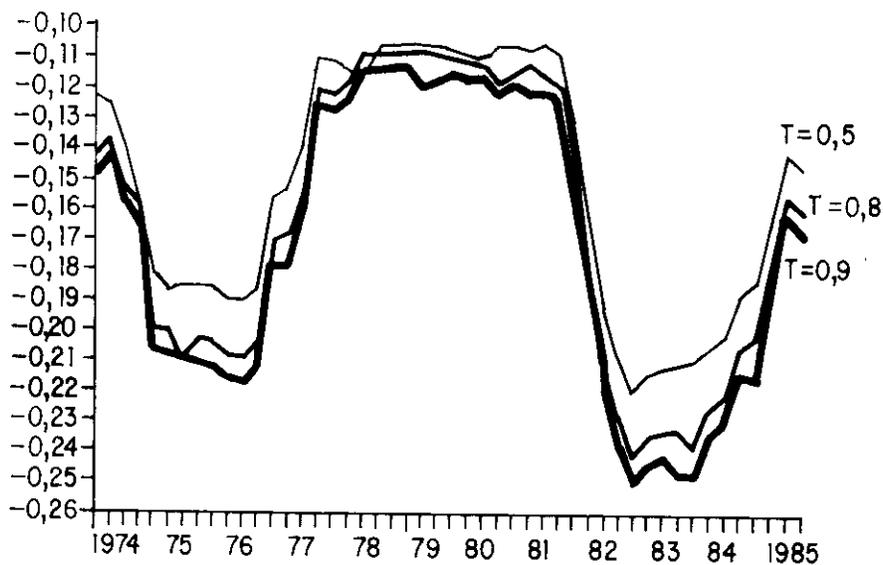


para o comércio, isto é, os resultados de ambos os testes permitem afirmar que as flutuações observadas nos coeficientes da equação de demanda de mão-de-obra do setor industrial estão associadas a mudanças ocorridas no contexto macroeconômico e institucional e/ou ao uso indiscriminado dos instrumentos da política econômica. A aparente autocorrelação negativa apresentada pelos erros de previsão da equação de demanda de mão-de-obra do setor comércio nos diria, por sua vez, que uma parcela da variação dos coeficientes deve-se a este problema, mesmo que não se descarte que a outra parcela esteja associada a fatores fundamentalmente econômicos.³¹

Cabe assinalar, por último, que as estatísticas t , F e R^2 de cada regressão setorial (trimestral) do método FK são muito elevadas em quase todos os casos; os valores de R^2 são geralmente superiores a 0,98, enquanto os de t são geralmente acima de 2.

Gráfico 6

**INDÚSTRIA: ELASTICIDADE EMPREGO-CUSTO
REAL DA MÃO-DE-OBRA
COMPARAÇÃO MATRIZ T**

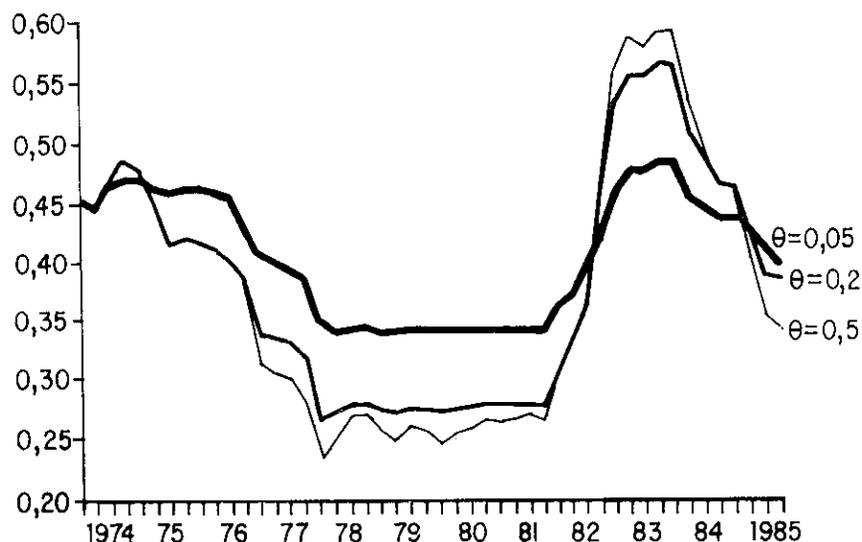


³¹ Os valores obtidos para os demais setores são semelhantes a esses.

Realizou-se uma dupla análise de sensibilidade dos resultados obtidos.³² Em primeiro lugar, foi considerada a variação de θ entre 0,05 e 0,5. Segundo os resultados obtidos, o padrão geral da evolução das elasticidades dos diversos setores mantém-se quase inalterado; os valores pequenos de θ dão maior estabilidade às elasticidades, sem alterar suas tendências e reversões, ao passo que os aumentos maiores aumentam marginalmente as flutuações observadas. Examinou-se, por outro lado, o impacto de variações nos elementos da diagonal da matriz T para o intervalo 0,5 a 0,9. Novamente, o padrão geral de evolução das elasticidades dos vários setores mantém sua característica básica, sem alterar as tendências; neste caso, o valor 0,5 dá uma estabilidade algo maior às elasticidades, ao passo que o valor 0,9 aumenta as flutuações observadas. Em síntese, os valores do parâmetro θ escolhidos *a priori* e os dos elementos da matriz de transição (T)

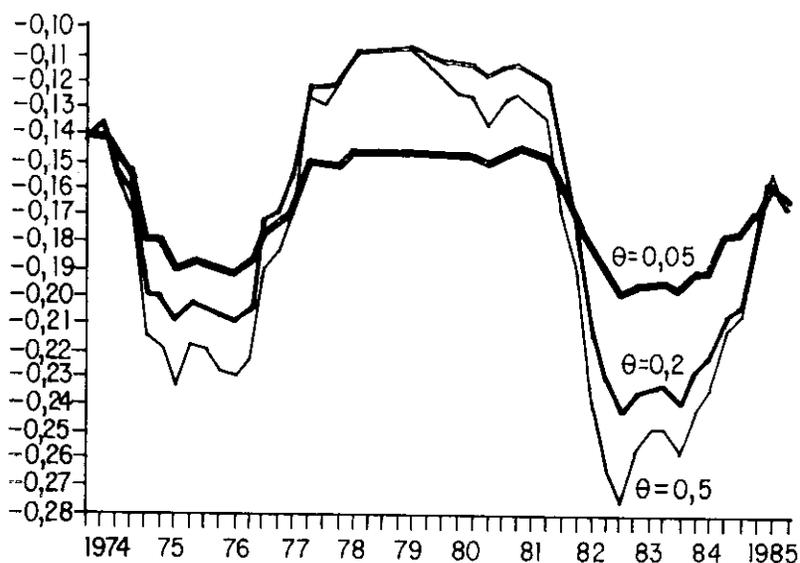
Gráfico 7

INDÚSTRIA: ELASTICIDADE EMPREGO – PRODUTO
COMPARAÇÃO PARÂMETRO θ



³² Para fins ilustrativos — e por questão de espaço — foram incluídos apenas os gráficos que mostram a análise dupla de sensibilidade dos setores indústria (Gráficos 5 a 8) e comércio (Gráficos 9 a 12).

Gráfico 8
**INDÚSTRIA: ELASTICIDADE EMPREGO-CUSTO
 REAL DA MÃO-DE-OBRA**
 COMPARAÇÃO PARÂMETRO θ



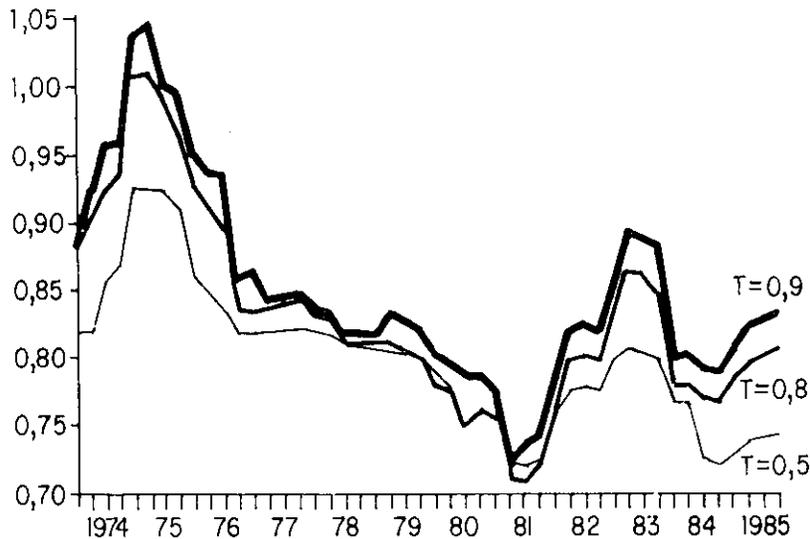
proporcionariam uma evolução das elasticidades que seria válida para um intervalo bastante amplo de valores desses parâmetros.

5 — Resumo e conclusões

Para uma economia como a chilena, na qual ocorrem freqüentes mudanças de política econômica, o método de estimação do Filtro de Kalman pode ser um instrumento muito útil para detectar as mudanças quantitativas sofridas pelos coeficientes de um modelo estrutural básico; o método do FK dá a trajetória dinâmica desses coeficientes. Essa é uma considerável vantagem em relação aos estimadores obtidos pelo procedimento econométrico tradicional, o MQO, que só gera um valor para os coeficientes para todo o período, ou seja, o FK enriquece a informação existente para a análise do que ocorreu durante um período. Além disso, o estimador único

Gráfico 9

COMÉRCIO: ELASTICIDADE EMPREGO-PRODUTO COMPARAÇÃO MATRIZ T



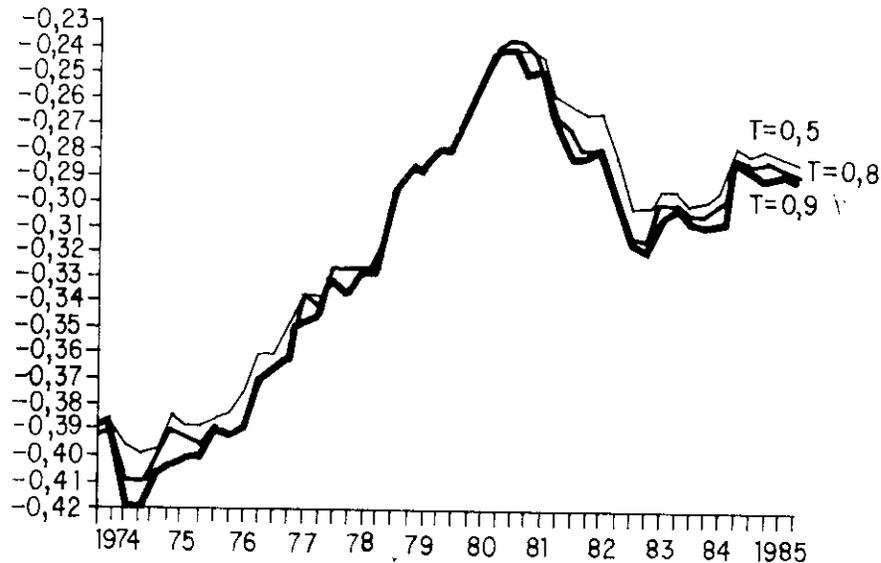
obtido pelo método MQO pode, em algumas ocasiões, não ilustrar nem sintetizar de maneira satisfatória as variações das elasticidades.

Por outro lado, a obtenção da trajetória dinâmica dos coeficientes permite: a) identificar claramente as mudanças de política macroeconômica que têm maior incidência na modificação dos valores dos coeficientes; e b) estabelecer os intervalos dentro dos quais podem flutuar os coeficientes das equações estruturais.

As mudanças de política econômica do período 1974/85 afetaram de formas muito diversas os vários mercados de trabalho setoriais. Assim, para o caso chileno a tradicional dicotomia setores *tradable* e *non-tradable* não é de grande utilidade, dados os diferentes comportamentos dos subsetores.

Dentro do setor de *tradables*, a indústria é claramente influenciada pelo contexto macroeconômico; na agricultura e na mineração, por outro lado, os fatores tecnológicos de longo prazo são substancialmente mais importantes do que as mudanças da política macroeconômica para o funcionamento dos mercados de trabalho desses setores. Dentro do setor *non-tradable*, a construção e o comércio são influenciados pelo contexto macroeconômico, mas de maneira diferente; no setor de transportes, por

Gráfico 10
**COMÉRCIO: ELASTICIDADE EMPREGO-CUSTO
 REAL DA MÃO-DE-OBRA**
 COMPARAÇÃO MATRIZ T



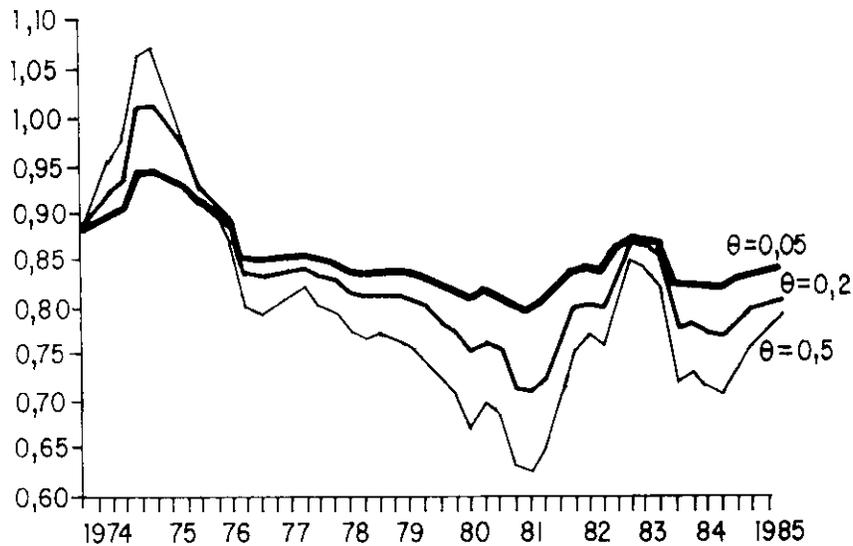
sua vez, os fatores tecnológicos seriam relativamente mais importantes do que as mudanças da política macroeconômica.

Em relação aos valores obtidos para a elasticidade emprego-custo real da mão-de-obra, observa-se que em geral eles são negativos e de pequena magnitude. Há três setores que possuem elasticidade muito baixa, isto é, inferior (em valor absoluto) a $-0,10$: agricultura, mineração e transporte. O setor comércio mostra uma elasticidade declinante (em valor absoluto), que vai de $-0,39$ a $-0,20$ no período 1974/85. O setor industrial apresenta uma elasticidade que flutua entre $-0,11$ e $-0,24$, a qual diminui (em valor absoluto) num período de abertura externa, em que há abundância de recursos externos.

Em relação aos valores obtidos para a elasticidade emprego-produto, observa-se o seguinte: no setor industrial, a elasticidade flutua entre $0,27$ e $0,56$, sendo menores os valores do período de abundância de recursos externos; no setor de construção, a elasticidade é estável em torno de $0,63$ no período 1976/80, aumentando para $0,80$ após 1982; no setor comércio,

Gráfico 11

COMÉRCIO: ELASTICIDADE EMPREGO-PRODUTO COMPARAÇÃO PARÂMETRO θ



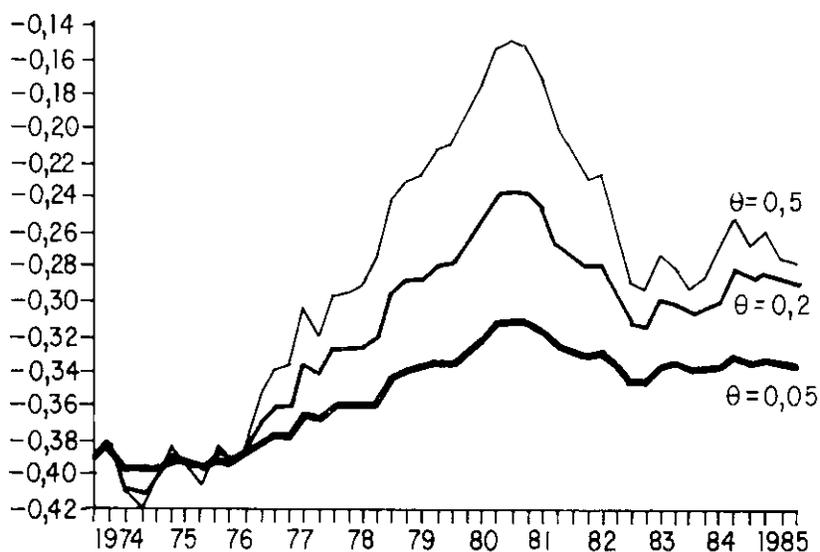
a elasticidade tem valores flutuantes que caem de 1,0 a 0,71 no período 1975/81, voltando a aumentar para 0,80 após 1982; o setor de transportes tem uma elasticidade que flutua entre 0,15 e 0,26; a agricultura tem elasticidade muito baixa, inferior a 0,10; a mineração exhibe elasticidade negativa no período 1974/75, com valor absoluto superior a 0,41.

Abstract

Economic reforms and changes in policy modify the relationship between employment and real salaries and between employment and output. The main purpose of this article is to examine the changing nature of these relationships in the Chilean labor market during the 1974/85 period, during which reforms and policy modifications abounded. Kalman's Filter technique was used to obtain econometric estimates of variable elasticities. By obtaining the dynamic trajectories of the coefficients it is possible to: a) clearly identify those changes in macroeconomic policy that have a greater bearing on the modification of the values of these coefficients; and b) a measurement of the ranges of the coefficients of the structural equations.

Gráfico 12

**COMÉRCIO: ELASTICIDADE EMPREGO-CUSTO
REAL DA MÃO-DE-OBRA**
COMPARAÇÃO PARÂMETRO θ



Bibliografia

- ARRAU, P. *Séries trimestrales del producto geográfico bruto revisado*. Santiago, Cieplan, dez. 1986 (Notas Técnicas, 89).
- BARRO, F., e GROSSMAN, H. A general disequilibrium model of income and employment. *American Economic Review*, 61:82-93, mar. 1971.
- CHOW, G. C. *Econometrics*. New York, McGraw-Hill, 1983.
- COOLEY, T. T., e PRESCOTT, E. C. Varying parameter regression: a theory and some applications. *Annals of Economic and Social Measurement*, 2 (4):463-74, out. 1973.
- CORTÁZAR, R. Políticas de reajustes y salarios en Chile: 1974-82. *Colección Estudios Cieplan*, Santiago, (10):45-64, jun. 1983.

- . Restricción externa, desempleo y salarios reales: perspectivas y conflictos. *Colección Estudios Cieplan*, Santiago, (14):43-60, set. 1984.
- . Empleo y remuneraciones: modelos alternativos de corto plazo para América Latina. In: CORTAZAR, R., ed. *Políticas macroeconómicas: una perspectiva latinoamericana*. Santiago, Ediciones Cieplan, 1986.
- DOLADO, J. J. *Intertemporal employment and pricing decision rules in U. K. manufacturing*. University of Oxford, jan. 1986 (Applied Economics Discussion Paper, 13).
- ENGLÉ, R. F., e WATSON, M. W. *Applications of Kalman Filtering in econometrics*. Out. 1985, mimeo.
- EYZAGUIRRE, N. *El empleo en una economía deprimida: análisis econométrico de sus determinantes en la industria chilena, 1974-78*. Santiago, Universidad de Chile, Departamento de Economía, nov. 1980 (Documento Serie de Investigación, 54).
- HARBERGER, A. C. *The Chilean economy in the 1970's: crisis, stabilization, liberalization, reform*. (Carnegie-Rochester Conferences Series on Public Policy, 17), 1982, p. 115-52.
- HARVEY, A. C. *Time series models*. Nova York, Phillip Allan, 1981.
- HARVEY, A. C., e COLLIER, P. Testing for functional misspecification in regression analysis. *Journal of Econometrics*, pp. 103-19, 1977.
- JADRESIC, E. *Elasticidades empleo-producto de la economía chilena*. Santiago, Cieplan, jul. 1986a (Notas Técnicas, 65).
- . Evolución del empleo y desempleo en Chile, 1970-85. Series anuales y trimestrales. *Colección Estudios Cieplan*, Santiago, (20): 147-94, dez. 1986b.
- JOHNSTON, J. *Econometrics methods*. Nova York, McGraw-Hill, 1985.
- LABÁN, R. *La evolución de la demanda por dinero en Chile (1974-86): una aplicación del Filtro de Kalman*. Pontificia Universidade Católica do Chile, 1987 (Tese de Mestrado).
- LAYARD, P. R. G., e NICKELL, S. J. Unemployment in Britain. *Economica*, 53 (210):121-70, 1986 (Suplemento).
- LUCAS, R. Econometric policy evaluation: a critique. In: BRUNNER, K., e MELTZER, A., eds. *The Phillips Curve and labor markets*. Carnegie-

Rochester Series on Public Policy, *Journal of Monetary Economics*, 1976 (Suplemento).

MADDALA, G. S. *Econometrics*. Nova York, McGraw-Hill, 1977.

MALINVAUD, E. *The theory of unemployment reconsidered*. Oxford, Blackwell, 1977.

MARCEL, M. *Determinants of unemployment in Chile: 1974-84*. Cambridge, University of Cambridge, Faculty of Economics and Politics, jun. 1987, mimeo.

MELLER, P. Análisis del problema de la elevada tasa de desocupación chilena. *Colección Estudios Cieplan*, Santiago, (14):9-42, set. 1984a.

———. *Estimaciones econométricas de modelos uniecuacionales de determinación del nivel de empleo*. Santiago, Cieplan, abr. 1984b. (Versión revisada y extendida en "Notas Técnicas", n.º 95, Santiago, Cieplan, mar. 1987.)

MELLER, P., e SOLIMANO, A. Reactivación interna ante una severa restricción externa: análisis de distintas políticas económicas. *Colección Estudios Cieplan*, Santiago, (16):41-74, jun. 1985.

MODIGLIANI, F., PADOA-SCHIOPPA, F., e ROSSI, N. Aggregate unemployment in Italy: 1960-83. *Economica*, 53 (210):245-74, 1986 (Suplemento).

NICKELL, S. *An investigation on the determinants of manufacturing employment in the United Kingdom*. London, School of Economics, Centre for Labour Economics, nov. 1981 (Discussion Paper, 105).

PHILLIPS, G. D. A., e HARVEY, A. C. A simple test for serial correlation in regression analysis. *Journal of the American Statistical Association*, 69, 1974.

RIVEROS, L. Un análisis sobre el problema del empleo en Chile, en la década del 70. *Estudios de Economía*, Santiago, (23):1-29, 1984.

RIVEROS, L., e ARRAU, P. Un análisis empírico de la demanda por trabajo del sector industrial chileno, 1974-82. *Estudios de Economía*, Santiago, (22):21-46, 1984.

SARRIS, A. A bayesian approach to estimation of time-varying regression coefficients. *Annals of Economic and Social Measurement*, 2 (4):501-23, out. 1973.

SOLIMANO, A. Reducir costos del trabajo: ¿Cuánto empleo genera? *Cuadernos de Economía*, Santiago, (61):363-82, dez. 1983.

SOLOW, R. M. Unemployment: getting the questions right. *Economica*, 53 (210):23-34, 1986 (Suplemento).

WATSON, P. K. Kalman Filtering as an alternative to ordinary least squares — some theoretical considerations and empirical results. *Empirical Economics*, 8, 1983.

(Originais recebidos em julho de 1987. Revistos em abril de 1988.)