

# **ZUSAMMENFASSENDE BERICHT**

## **UNTERSUCHUNG DER METHODEN, MITTELS DERER DIE WIRKSAMKEIT DER REGIONALEN ARBEITSVER- MITTLUNGSZENTREN (RAV) EVALUIERT WIRD**

### **NFP PROJEKT 45**

OKTOBER 2003

**HAUPTANTRAGSSTELLER:**  
DR. GIOVANNI FERRO-LUZZI  
PROF. YVES FLÜCKIGER

**MITARBEITER:**  
DR. JOSÉ RAMIREZ  
DR. ANATOLE VASSILIEV

## EINFÜHRUNG

Die Revision des Arbeitslosenversicherungsgesetzes (AVIG) 1995 hat den öffentlichen Umgang mit der Arbeitslosigkeit in der Schweiz nachhaltig verändert. Die offizielle Politik zu diesem Thema hat sich von einem passiven Management zu einem auf aktiven Massnahmen basierenden Vorgehen entwickelt. Zu diesen aktiven Massnahmen gehören etwa die Unterstützung bei der Stellensuche oder die Abgleichung zwischen den gemeldeten Arbeitssuchenden und den offenen Stellen. Diese aktive Politik wird von den regionalen Arbeitsvermittlungszentren (RAV) umgesetzt, deren vordringlichstes Ziel die Wiedereingliederung der Arbeitslosen in den Arbeitsprozess ist. Die jeweilige relative Grösse dieser RAV ist abhängig vom Bassin (Pool) der Arbeitssuchenden, für deren Dossiers das betreffende RAV zuständig ist. Die Anzahl RAV pro Kanton hingegen steht in direktem Verhältnis zur Grösse des betreffenden Kantons. Zusätzlich zur Schaffung und dem Betreiben von RAV haben die Kantone Logistikstellen für arbeitsmarktliche Massnahmen (LAM-Stellen) eingesetzt. Im Anschluss an die zwischen dem eidgenössischen Volkswirtschaftsdepartement und den Kantonen getroffene «Vereinbarung mit RAV, LAM-Stelle und kantonaler Amtsstelle 2000» wurde eine Evaluation der Wirksamkeit der RAV-Leistungen vorgenommen. Im Rahmen der aktiven politischen Massnahmen auf dem Arbeitsmarkt bezweckt diese Evaluation, die RAV dazu anzuregen, ihre ökonomische Effizienz zu vergrössern. Je nach durchschnittlicher Bewertung der RAV sind die kantonalen Gesamtrechnungen für diesen Bereich «debitorisch» oder «kreditorisch», dies gemäss einer vorgängig definierten Bonus-/Malus-Regel. Die Messung der RAV-Leistung war der zentrale Beweggrund für unser Interesse an dieser Forschungsarbeit.

Gemäss der «Vereinbarung mit RAV, LAM-Stelle und kantonaler Amtsstelle 2000» erfolgt die Messung der RAV-Leistung auf der Basis des Modells von Atag, Ernst and Young (1999), das seinerseits auf einer einfachen Analysetechnik von Vergleichszahlen beruht. Wir schlagen in unserer Forschungsarbeit alternative Methoden für die Messung der ökonomischen Effizienz von RAV vor. Die Resultate, die sich aus unseren Methoden ergeben, werden im Folgenden zusammengefasst und mit jenen verglichen, die aus dem Modell von Atag, Ernst and Young (im Folgenden Atag-Modell genannt) hervorgegangen sind.

Man könnte einwenden, dass sich unsere rein ökonomische Herangehensweise aus Sicht einer umfassenderen Einschätzung des Funktionierens von RAV zwangsläufig auf eine gewisse Anzahl von Aspekten beschränkt. Wir sind nichtsdestotrotz überzeugt, dass die Wirksamkeits-Einschätzung der RAV ein Bestandteil der Evaluation des Service Public ist, der eine gewisse Aufmerksamkeit verdient, die durchaus über die oben erwähnte Einschränkung hinausgeht. Das Kriterium «Effizienz» ist zweifelsohne eine Ergänzung, die in bezug auf die Evaluation der RAV-Aktivitäten oder anderer Institutionen des Service Public durch nichts anderes ersetzt werden kann.

## DIE EVALUATIONSMETHODEN FÜR DIE RAV-WIRKSAMKEIT

Das Atag-Modell ist, wie jedes Modell, verbesserungsfähig. So liefert das Atag-Modell beispielsweise keine Hinweise darauf, mit welchen konkreten Massnahmen die RAV

ihre Leistungen verbessern könnten. Es wird nicht angegeben, welche(s) RAV besonders effizient ist/sind und als «benchmark» dienen könnten, an dem/denen ein bestimmtes RAV im Hinblick auf die Effizienz seines Inputs / Outputs gemessen werden könnte.

Ebensowenig erlaubt das Atag-Modell eine Messung der Produktivität eines RAV oder die diesbezüglich gemachten Fortschritte. Auch kann die Art und Weise des Skalenertrags, der die Aktivität der RAV charakterisiert, nicht erfasst werden. Was das Atag-Modell hingegen ermöglicht, ist die Messung der relativen Leistung der RAV, und zwar unter Berücksichtigung von exogenen Faktoren wie etwa der beruflichen und soziodemographischen Merkmale sämtlicher Stellensuchender, die in den Zuständigkeitsbereich des jeweiligen RAV fallen.

In unserer Forschungsarbeit haben wir uns zum Ziel gesetzt, mit verschiedenen Ansätzen eine Funktion der Produktionsmöglichkeiten (PM) der RAV zu berechnen. Als Output werden dabei einzig die Anzahl Austritte oder, darüber hinaus, die vom seco definierten Output-Resultate<sup>1</sup> in die Berechnung einbezogen. Als Input-Grössen haben wir die Anzahl von Stellensuchenden und die Anzahl Beratungsstellen (oder eine Variante derselben – je nach Verfügbarkeit von Daten und je nach geschätztem Modell –) pro RAV gesetzt.

Die drei eingesetzten Schätzmethoden können auf zwei Modelltypen reduziert werden: 1) parametrisch; und 2) nicht-parametrisch. Beim ersten Typus wird den PM der RAV keine spezielle Form auferlegt und man kann problemlos mehr als einen Output berücksichtigen. Beim zweiten Modelltypus hingegen ist es einfacher, die Effizienz der RAV gemeinsam mit der Produktivität der zur Anwendung gelangenden Inputs zu messen und zu zeigen, wie sich die Produktivität und die Leistung der RAV mit der Zeit entwickeln. Dabei werden die für das RAV exogenen Einflussfaktoren simultan mitberücksichtigt.

Den drei Modellen ist in diesem Schlussbericht je ein Kapitel gewidmet.

In den zwei ersten Papers<sup>2</sup> wird je ein sogenanntes nicht-parametrisches Modell vorgestellt, die "Data envelopment analysis" (DEA-Modell) und das auf der «directional analysis» (DIR) basierende Modell. In beiden Fällen wurden die Messungen auf der Basis derselben Daten angestellt, die Atag in der Zeit zwischen April 1998 und März 1999 (die sogenannte «Periode 1», cf. A. E.&Y., 1999, S. 12) zur Überprüfung der Leistungsentwicklung der RAV verwendet hatte. Die vom DIR-Modell ausgehende Messmethode ist aus verschiedenen Gesichtspunkten innovativ. Sie ermöglicht es zum Beispiel, jedem RAV verschiedene «benchmarks» zuzuteilen (je nach Output, der in Betracht gezogen wurde), was bei Methoden wie der DEA nicht möglich ist. Im dritten Paper<sup>3</sup> kommt ein parametrisches Modell zum Zuge. Zur Berechnung der Leistungen wurden

---

<sup>1</sup> Über eine bestimmte Zeitspanne hinweg werden zu diesen Output-Resultaten gerechnet: 1) die durchschnittliche Dauer der Arbeitslosigkeit; 2) die Anzahl Personen, die langzeitarbeitslos werden (i.e. länger als ein Jahr); 3) die Anzahl Personen, die ihr Anrecht auf Leistungen verlieren; und schliesslich 4) die Anzahl Personen, die nach weniger als vier Monaten, nachdem sie eine Stelle gefunden haben, wieder arbeitslos werden. Das seco hat jedes dieser Output-Resultate – je nach Wichtigkeit – gewichtet.

<sup>2</sup> ("Performance measurement and determinants of inefficiency of regional employment offices: A non-parametric frontier analysis for Switzerland" und "Economies of scale in job placement and efficient benchmarks for employment offices").

<sup>3</sup> ("An efficiency comparison of regional employment offices operating under different environmental conditions").

Beobachtungen herangezogen, die im Jahr 2001 gemacht wurden. Es handelt sich dabei um eine stochastische Berechnung von PM-Funktionen («stochastic frontier analysis», Modell FSA) und von Effizienz im technischen Bereich, welche auf Panel-Daten<sup>4</sup> basiert.

---

<sup>4</sup> Weitere Informationen zu den von uns für die Forschungsarbeit gewählten Modellen sind in der nicht-technischen Zusammenfassung zu finden, die dem Schlussbericht beigefügt wurde.

### VERGLEICH DER MITTELS DER VERSCHIEDENEN METHODEN ERRECHNETEN SCORES NACH RAV UND KANTON

Die zum Thema existierende Literatur vergleicht in erster Linie parametrische mit nicht-parametrischen Ansätzen, die auf den Modellen DEA resp. FSA<sup>5</sup> basieren. Generalisierend ausgedrückt zeigen diese Studien auf, dass eine ausgeprägte Rangkorrelation herrscht zwischen den mit diesen Modellen errechneten Resultaten, dass aber doch substantielle Differenzen festzustellen sind in bezug auf die beiden ersten Distributionsmomente der Scores zur ermittelten Effizienz (i.e. Mittelwert und Variabilität). Wir haben unsererseits für jede der obgenannten Zeitperioden die Resultate aus dem Atag-Modell mit jenen aus den drei anderen Modellen verglichen. Konkret einerseits die Modelle DEA und DIR für die Periode von April 1998 bis März 1999, andererseits die Modelle DEA und FSA für das Jahr 2001. Wir haben einfach die Scores zur ermittelten Effizienz in jedem der drei Modelle angeglichen in bezug auf den jeweiligen Mittelwert, um Klassifizierungen vornehmen zu können, die mit jenen des Atag-Modells verglichen werden können.

Die untenstehenden Tabellen 1 und 2 zeigen einen kurzen Überblick über die von jedem einzelnen der drei Modelle in den erwähnten Zeitspannen erzielten Resultate. Aus Tabelle 1 geht hervor, dass der Mittelwert der Scores zur ermittelten Effizienz bei den Modellen DEA und DIR sehr nahe beieinander liegt. Die mit der DEA-Methode erhobenen Resultate lassen beispielsweise darauf schliessen, dass die RAV, unter Berücksichtigung der gegebenen Inputs, ihre(n) Output(s) im Mittel um 15.4% steigern konnten (=1 - 0.846).

**TABELLE 1** : Frequenz und Statistiken der Scores zur ermittelten Effizienz nach verschiedenen Berechnungsmethoden (Periode 04.1998 – 03.1999)

	<b>DIR</b>	<b>DEA</b>	<b>ATAG</b>
<b>MITTELWERT</b>	100.000 (0.862)*	100.000 (0.846)	100.000
<b>Standard- Abweichung</b>	10.865 (0.109)	9.211 (0.092)	6.590
<b>Min</b>	64.104 (0.503)	72.651 (0.573)	83.684
<b>Max</b>	113.794 (1.000)	115.400 (1.000)	119.248
<b>&lt; 95</b>	33**	56	25
<b>95-100</b>	20	23	39
<b>101-105</b>	23	18	28
<b>&gt; 105</b>	45	26	28

**Anmerkungen:** \* In Klammern: Die Statistiken beziehen sich auf die tatsächlich gemessenen Effizienz-Scores.

\*\* Anzahl RAV pro Klasse. **Gesamtzahl der berücksichtigten RAV: 129.**

<sup>5</sup> Siehe z.B. Linna und Häkkinen (2003), Cummins und Zi (1998) sowie Sharma, Leung und Zaleski (1997). Die Studie von Cummins und Zi stellt substantielle Differenzen zwischen den beiden Methoden fest, während die von Sharma, Leung und Zaleski (1997) festgestellten Differenzen erheblich kleiner ausfallen.

Unter dem Gesichtspunkt der Klassifizierung zeigt der untere Teil von Tabelle 1 die Anzahl RAV für jede der 4 Resultatklassen, auf welche die in der «Vereinbarung mit RAV, LAM-Stelle und kantonaler Amtsstelle 2000» festgelegte Bonus-/Malusregel (cf. A.E.&Y., 1999, S. 10) angewendet wurde. Es ist festzustellen, dass die Differenzen aus dieser Optik heraus substantiell sind. Die Anzahl RAV, deren Effizienz um mindestens 5% höher liegt als der Mittelwert, variiert zwischen 26 beim Modell DEA und 45 beim Modell DIR, während das Atag-Modell auf 28 kommt.

Wenn wir uns jetzt der zweiten untersuchten Zeitperiode zuwenden, deren Resultate in Tabelle 2 zusammengefasst werden, so stellen wir fest, dass zwischen den beiden üblicherweise in der Literatur verglichenen Modellen (DEA und FSA) erhebliche Differenzen bestehen. Die im Modell FSA ermittelten Effizienz-Scores sind im Mittel signifikant höher als jene, die aus dem Modell DEA hervorgehen, während die gemessene Variabilität schwächer ausfällt. Dieses Ergebnis wird in der Literatur zum Thema allgemein bestätigt<sup>6</sup>. Unter dem Gesichtspunkt der Klassifizierung weist die untere Hälfte von Tabelle 2 – wie schon in der ersten untersuchten Zeitperiode – gewisse Differenzen zwischen den drei Modellen aus.

**TABELLE 2:** Frequenz und Statistiken der Scores zur ermittelten Effizienz nach verschiedenen Berechnungsmethoden (Periode 11.2000-12.2001)

	FSA	DEA	ATAG
<b>Mittelwert</b>	100.000 (0.825)	100.000 (0.689)	100.405
<b>Standard- Abweichung</b>	7.517 (0.075)	12.009 (0.120)	6.393
<b>Min</b>	64.379 (0.468)	40.319 (0.092)	83.989
<b>Max</b>	109.703 (0.922)	119.327 (0.882)	115.414
<b>&lt; 95</b>	14	24	13
<b>95-100</b>	15	11	21
<b>101-105</b>	25	15	14
<b>&gt; 105</b>	18	22	24

**Anmerkungen:** \* In Klammern: Die Statistiken beziehen sich auf die tatsächlich gemessenen Effizienz-Scores.

\*\* Anzahl RAV pro Klasse. **Gesamtzahl der berücksichtigten RAV: 72.**

Auch wenn diese Frequenzen informativ sind, so erlauben sie es doch nicht zu wissen, als Beispiel, ob eine Mehrheit der im unteren Teil der Skala nach DEA-Modell klassierten RAV ebenfalls in dieser Klasse zu finden wäre, wenn man ein alternatives Messmodell anwenden würde. Um darüber näheren Aufschluss zu erhalten, werden in Tabelle 3 die Matrizen der Rangkorrelations-Koeffizienten für die verschiedenen berücksichtigten Modelle aufgeführt.

<sup>6</sup> Siehe Cummins und Zi (1998) sowie Sharma, Leung und Zaleski (1997).

In der ersten Periode existiert eine starke Rangkorrelation zwischen den beiden von uns angewendeten Modellen; die Korrelation wird kleiner, sobald die beiden vorgenannten Modelle mit dem Atag-Modell verglichen werden. Es sei darauf hingewiesen, dass die Gesamtheit der Rangkorrelationen in dieser Periode aus statistischer Sicht hoch signifikant ist. Mit anderen Worten: Eine nicht zu vernachlässigende Fraktion der RAV kommt, unabhängig von der angewendeten Messmethode, in derselben Resultatklasse zu liegen. Was die für das Jahr 2001 ermittelten Scores anbelangt, so gibt es in diesem Fall keine Rangkorrelation zwischen dem Atag-Modell und den beiden anderen Modellen, während die Rangkorrelation zwischen den Modellen DEA und FSA relativ stark und signifikant ausfällt.

**TABELLE 3** : Matrizen der Rangkorrelations-Koeffizienten (Spearman Rank Correlation Coefficient) zwischen den mit den gewählten Methoden erstellten Klassifizierungen

<b>Periode 04.1998-03.1999</b>				<b>Periode 11.2000-12.2001</b>			
Gesamtzahl der berücksichtigten RAV: 129				Gesamtzahl der berücksichtigten RAV: 72			
	<b>DIR</b>	<b>DEA</b>	<b>ATAG</b>		<b>FSA</b>	<b>DEA</b>	<b>ATAG</b>
<b>DIR</b>	1.000			<b>FSA</b>	1.000		
<b>DEA</b>	0.573**	1.000		<b>DEA</b>	0.594**	1.000	
<b>ATAG</b>	0.328**	0.325**	1.000	<b>ATAG</b>	0.074	-0.178	1.000

**Anmerkung** : \*\* Signifikant bei einem Wert von 0.01.

Immer noch mit dem Ziel, die von uns gewählten Modelle vergleichen zu können, haben wir anschliessend die pro RAV errechneten Effizienz-Scores auf kantonalem Niveau geordnet. Die nachstehende Tabelle 4 weist die Rangkorrelations-Koeffizienten auf Stufe Kanton aus. Wie aus der Tabelle hervorgeht, sind die Korrelationen allesamt positiv, gewisse Korrelationen sind sogar noch ausgeprägter als auf einem tiefer gegliederten Niveau. Es ist indessen wichtig zu berücksichtigen, dass die Anzahl RAV pro Kanton, die wir in unsere eigenen Berechnungen (i.e. Modelle FSA und DEA) einbezogen haben, tiefer liegt als bei den Atag-Modellberechnungen. Das war nicht der Fall in der ersten Periode<sup>7</sup>.

<sup>7</sup> In der ersten Periode betrug die Anzahl der berücksichtigten RAV im jeweiligen Kanton: AG: 11; AI-AR: 2; BE: 16; BL: 6; BS: 3; FR: 5; GE: 1; GL: 1; GR: 6; JU: 3; LU: 5; NE: 2; NO: 1; SG: 6; SH: 1; SO: 9; SZ: 2; TG: 3; TI: 5; UR: 1; VD: 16; VS: 5; ZG: 1; ZH: 16.

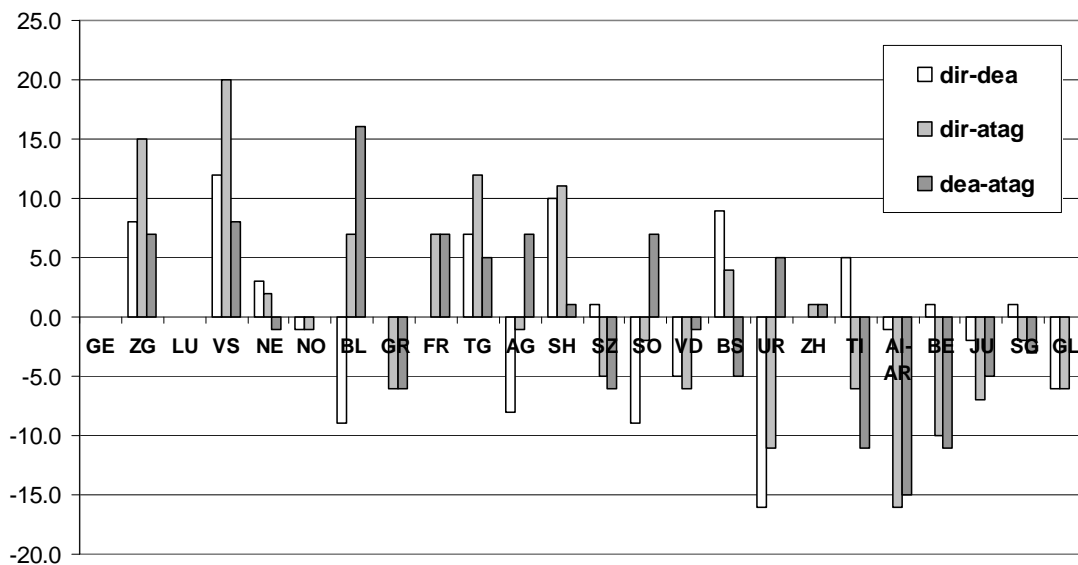
**TABELLE 4:** Matrizen der Rangkorrelations-Koeffizienten (Spearman Rank Correlation Coefficient) zwischen den mit den gewählten Methoden erstellten Klassifizierungen auf Niveau Kantone

Periode 04.1998-03.1999 Gesamtzahl berücksichtigter Kantone: 24				Periode 11.2000-12.2001 Gesamtzahl berücksichtigter Kantone: 20			
	DIR	DEA	ATAG		FSA	DEA	ATAG
<b>DIR</b>	1.000			<b>FSA</b>	1.000		
<b>DEA</b>	0.552**	1.000		<b>DEA</b>	0.677**	1.000	
<b>ATAG</b>	0.228	0.499*	1.000	<b>ATAG</b>	0.483*	0.328	1.000

**Bemerkungen:** \*\* Signifikant bei einem Wert von 0.01; \* Signifikant bei einem Wert von 0.05. AI-AR bilden einen einzigen Kanton.

Um die sich auf kantonaler Ebene ergebenden Differenzen besser zu visualisieren, haben wir die Rangabweichungen graphisch dargestellt, indem wir die Klassifizierungen gemäss der verschiedenen Modelle verglichen haben. Abbildung 1 zeigt diese Abweichungen auf einer Abszissenachse, auf der die Kantone gemäss dem Atag-Modell angeordnet sind. So lässt sich für den Kanton Genf ersehen (ein einziges RAV, und übergeordnet), der an der Spitze steht, dass es zwischen den drei Modellen keine Rangabweichungen gibt, währenddem z. B. die Abweichung zwischen den Modellen Atag und DIR beim Kanton Waadt erheblich ist, verschiebt sich doch der Rang von der 20. auf die 24. Position (=20+4). Es sei weiter darauf hingewiesen, dass die festgestellten Rangverschiebungen zwischen den drei Modellen bei einem Kanton wie Zürich – wo die Anzahl der berücksichtigten RAV erhöht war – sehr schwach ausfielen.

**ABBILDUNG 1 :** Rangverschiebung zwischen Kantonen in Abhängigkeit der berücksichtigten Berechnungsmethoden (Periode 04.1998 – 03.1999, Gesamtzahl der berücksichtigten RAV: 129)





## INPUT-PRODUKTIVITÄT UND SKALENERTRÄGE IN DEN RAV

Aus ökonomischer Sicht hat die Frage nach den Skalenerträgen eine gewisse Wichtigkeit. Es geht insbesondere darum zu wissen, ob die Grösse eines RAV einen signifikanten Einfluss hat auf dessen Funktionstüchtigkeit. Wenn die Skalenerträge nämlich nicht-konstant sind, so können substantielle Gewinne erzielt werden, indem gewisse RAV übergeordnet resp. andere ausgelagert werden. Das Atag-Modell liefert keine Antworten auf derartige Fragen. Zwei der drei von uns angewendeten Modelle ermöglichen es hingegen, die Art der Skalenerträge festzustellen, welche die Funktionsweise eines RAV charakterisieren. Es handelt sich dabei um das Modell DIR, das auf die Daten der ersten Periode angewendet wurde; und das Modell FSA, das auf die Daten des Jahres 2001 angewendet wurde. Der Vergleich der Resultate aus den zwei Modellen ist umso stichhaltiger, als die Modelle doch auf zwei sich klar unterscheidenden Berechnungsarten beruhen.

Die in der Modellberechnung DIR berücksichtigten Inputs und Outputs umfassen die Anzahl Personen, die aus der Arbeitslosigkeit herausgefunden haben und die Anzahl von Personen, die innert 4 Monaten, nachdem sie eine Arbeit gefunden haben, wieder arbeitslos werden; die Inputs umfassen die Anzahl Stellensuchender und die Anzahl Berater pro RAV. Für das FSA-Modell haben wir dieselben Inputs gewählt; als einziger Output wurde die Anzahl Personen gesetzt, die aus der Arbeitslosigkeit herausgefunden haben.

Von 132 RAV, die im DIR-Berechnungsmodell in der ersten Periode berücksichtigt wurden, weisen deren 124 abnehmende Skalenerträge aus. Die restlichen RAV weisen konstante oder sogar wachsende Skalenerträge aus. Im FSA-Berechnungsmodell ist es hingegen nicht möglich zu beurteilen, in welcher Phase der Skalenerträge sich jedes einzelne der berücksichtigten RAV befindet. Die Schlussfolgerung ist allerdings ähnlich, auch wenn sich die Anzahl RAV und die untersuchte Zeitspanne von jenen im DIR-Modell unterscheiden. Die Skalenerträge entlang der berechneten PM-Funktion sind ebenfalls abnehmend: Ein Anwachsen der beiden berücksichtigten Inputs um 10% erhöht die Anzahl Personen, die aus der Arbeitslosigkeit herausfinden, um 8.8%.

Mit Hilfe des FSA-Modells waren wir auch in der Lage herzuleiten, dass eine Zunahme der Anzahl Berater um 10% – bei fixem zweitem Input – eine Erhöhung um 0.8% der Anzahl Personen, die aus der Arbeitslosigkeit herausfinden, nach sich zieht. Das zuletzt aufgeführte Resultat zur Produktivität der Berater ist zwar sehr informativ, es hat uns aber trotzdem interessiert, die Resultate aus einem von uns an die RAV geschickten Fragebogen auszuwerten. Wir wollten damit gewisse Hypothesen zur Zuteilung von Arbeitszeit an Berater oder zum «Niveau» des Human Capitals im Berater-Pool testen, und zwar immer noch unter Bezug des FSA-Modells.

Die Arbeitszeit der Berater wurde auf drei Arten von Aufgaben aufgeteilt: Beratungsaufgaben, administrative Aufgaben sowie weitere Aufgaben (darunter fallen etwa Leitung und Koordination). Die mit dem FSA-Modell erhaltenen Resultate zeigen klar, dass eine Erhöhung der Arbeitszeit für administrative Aufgaben die Produktivität der RAV vermindert. Genauer: Wird die für die anderen Aufgaben zugestandene Zeit fixiert, ergibt eine Erhöhung der für administrative Aufgaben eingesetzten Zeit um 10% eine Reduktion der Anzahl Personen, die aus der Arbeitslosigkeit herausfinden, um

0.8%. Dieselbe prozentuale Veränderung der Zeit, die den Beratern für Beratungs- und andere Aufgaben zugestanden wird, ergibt eine Erhöhung des Outputs um 1.2% resp. 1.0%. Wir konnten ebenfalls feststellen, dass eine Erhöhung der Anzahl Berater, die im Besitz eines eidgenössischen Patents sind, einen positiven Einfluss hat auf die durchschnittliche Produktivität der RAV. Dasselbe kann gesagt werden von der durchschnittlichen Berufserfahrung der Berater. Die Elastizität des Outputs in bezug auf den Anteil Berater, die über mehr als drei Jahre Berufserfahrung verfügen, beträgt 0.17, während sie bei Beratern mit weniger als einem Jahr Berufserfahrung 0 beträgt.

Zum Schluss: Die höchste Output-Input-Elastizität betrifft natürlich die Anzahl Stellensuchender. Unsere verschiedenen Berechnungen haben in der Tat ergeben, dass im Durchschnitt und unter denselben Voraussetzungen eine Erhöhung um 10% der Anzahl Personen, die Anrecht haben, Leistungen zu beziehen, eine Erhöhung um 8% der Anzahl Personen mit sich bringt, die aus der Arbeitslosigkeit herausfinden.

## SCHLUSSFOLGERUNGEN

Die Diversität der Alternativen zum Atag-Modell, die wir für diese Forschungsarbeit herangezogen haben, bringt eine echte Bereicherung bei der Evaluation der ökonomischen Effizienz von RAV. Die Unterschiede zwischen den diversen Modellen und dem Atag-Modell in bezug auf die errechneten Effizienz-Scores sind auf kantonalem Niveau nicht so ausgeprägt wie auf dem Niveau der RAV selbst. Ein Grund, mit dem diese Unterschiede erklärt werden könnten, kann an die Tatsache geknüpft werden, dass sich die exogenen Einflussfaktoren in den von uns angewendeten Modellen von jenen, die im Atag-Modell berücksichtigt werden, leicht unterscheiden.

Eine Stärke der nicht-parametrischen Modelle, die wir angewendet haben, liegt in der Möglichkeit begründet, jedem einzelnen analysierten RAV ein oder mehrere Referenz-RAV zuzuteilen – je nachdem, ob ein oder mehrere Output(s) in die Berechnungen einbezogen wurde(n) –, die, mit derselben Anzahl Inputs, ein erhöhtes Output-Level aufweisen. Aus dieser Optik heraus ist unsere Berechnungsmethode dem Atag-Modell, das nur eine relative Klassifizierung ausweist und keine Angaben darüber macht, welche Möglichkeiten RAV haben, ihre Performance zu verbessern, sicherlich überlegen. Indem jedem Arbeitsvermittlungszentrum, das als ineffizient eingeschätzt wird, ein «Götti»-RAV zugesellt wird, kann das ineffiziente RAV Massnahmen treffen, mit denen es seine Performance verbessern kann, und zwar im Hinblick auf jenes Ziel, das es als vordringlich einschätzt. Die Performance kann verbessert werden, indem die Funktionsweise des als ineffizient eingeschätzten RAV mit jener des (oder der) Referenz-RAV verglichen wird.

Zweitens zeigen unsere Resultate deutlich – unabhängig von der gewählten Methode (i.e. parametrisch oder nicht-parametrisch) oder der untersuchten Zeitspanne –, dass sich die Aktivität der RAV charakterisieren lässt durch abnehmende oder konstante Skalenerträge. Diese neuartige Erkenntnis ist interessant, widerspricht sie doch der vorgefassten Meinung, wonach eine Zusammenlegung von Arbeitsvermittlungszentren die Produktivität der angewendeten Inputs erhöht. Unsere Schlussfolgerung mag auf den ersten Blick erstaunen, kann aber dadurch erklärt werden, dass die Funktionsweise der RAV es nicht erlaubt, auf das physische Kapital der RAV bezogene Fixkosten (Mo-

biliar, Lokalitäten, EDV) einzusparen. Im Gegenteil: Unsere Resultate zeigen, dass eine Reduktion der Grösse der RAV eine Senkung der Fixkosten pro Output-Einheit mit sich bringen könnte.

Ein letzter Punkt: Die Auswertung der Resultate aus einem Fragebogen, den wir den RAV zugeschickt haben, hat es uns ermöglicht, die Analyse der Performance der RAV im Vergleich zu Modellen, die darauf nicht zurückgreifen (wie etwa das Atag-Modell), signifikant zu verbessern. Die Integration von Variablen in bezug auf die Qualifikationen des Personals und auf die Art und Weise der erfüllten Aufgaben (administrative, Placierungs-Aktivitäten, andere) zeigt deutlich die Notwendigkeit, die produktive Organisation der RAV zu berücksichtigen, und zwar nicht nur, um deren Performance zu evaluieren, sondern auch, um ihnen Verbesserungshinweise zu liefern. Diese Ergebnisse erscheinen vielversprechend und sind Anlass genug, neue Forschungsarbeiten in diesem Bereich zu realisieren.

#### LITERATURHINWEISE

Atag, Ernst and Young (1999). «Calcul des résultats des ORP compte tenu des facteurs d'influence exogènes», *Rapport final*, Version zuhanden des seco und der Vorsteher der kantonalen Ämter.

Cummins J. D. et H. Zi (1998). «Comparison of frontier efficiency methods: An application to the U.S. life insurance industry», *Journal of Productivity Analysis* 10, 131-152.

Linna M. und U. Häkkinen (2003). «Determinants of cost efficiencies of Finnish hospitals: A comparison of DEA and SFA», draft, National Centre for Welfare and Health, Helsinki, Finland.

Sharma K.R., P. Leung und H.M. Zaleski (1997). «Productive efficiency of the swine industry in Hawaii: Stochastic frontier vs. Data Envelopment Analysis», *Journal of Productivity Analysis* 8, 447-459.